

PTE Központi Könyvtár

KG 105

# DOKTORI ÉRTEKEZÉS

NAGY BÁLINT ZSOLT

- 2008 -



Pécsi Tudományegyetem, Közgazdaságtudományi Kar  
Gazdálkodástani Doktori Iskola

# **ÉRTÉKPAPÍRÉRTÉKELÉS ÉS HOZAMSZÁMÍTÁS A PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTAN TÜKRÉBEN**

Mottó:

*"A piacok hosszabb ideig maradhatnak irracionálisak, mint ameddig te  
fizetőképes tudsz maradni"*

Keynes

Doktori (PhD) Értekezés

Nagy Bálint Zsolt

Témavezető: Dr. Ulbert József

PTE Egyetemi Könyvtár



P000873936

Kolozsvár

- 2008 -



# TARTALOMJEGYZÉK

<b>I. BEVEZETÉS .....</b>	<b>6</b>
<b>I.1. ELMÉLETI ALAPVETÉS, MOTIVÁCIÓ, ALAPFOGALMAK KÖRÜLHATÁROLÁSA .....</b>	<b>6</b>
<b>I.2. AZ ÉRTEKEZÉS SZERKEZETE, AZ ALKALMAZOTT MÓDSZERTAN, A MEGVIZSGÁLT HIPOTÉZISEK.....</b>	<b>11</b>
<b>II. A FŐÁRAMLATOT KÉPEZŐ ÁRFOLYAMELMÉLETEK .....</b>	<b>14</b>
<b>II.1. A HATÉKONY TŐKEPIAC MODELLJE.....</b>	<b>14</b>
II.1.1. A hatékony tőkepiacok elméleti építőkövei .....	14
II.1.2. A gyenge formájú hatékonyság empirikus tesztelése .....	18
II.1.3. A közepes és erős formájú hatékonyság empirikus tesztelése.....	28
II.1.4. A hatékonyság és a véletlen bolyongás tesztelése a fejlett tőkepiacokon.....	34
II.1.5. A hatékonyság és a véletlen bolyongás tesztelése a feltörekvő tőkepiacokon.....	37
II.1.6. A hatékony tőkepiac modelljének tesztelése a magyar tőkepiacon .....	40
II.1.7. Saját empirikus vizsgálatok a magyar tőkepiac gyenge hatékonyságával kapcsolatosan .....	43
<b>II.2. A TŐKEPIACI ÁRAZÁSI MODELL (CAPM) ÉS AZ ARBITRÁZSÁRAZÁSI MODELL (APT) .....</b>	<b>47</b>
II.2.1. A CAPM és APT modellek elméleti építőkövei .....	47
II.2.2. A CAPM és APT empirikus tesztelése a fejlett tőkepiacokon.....	51
II.2.3. A CAPM és APT tesztjei a feltörekvő tőkepiacokon.....	52
<b>II.3. MARTINGÁL-ÁRAZÁS, ARBITRÁZSÁRAZÁS .....</b>	<b>55</b>
II.3.1. A martingál-árazás elméleti építőkövei.....	55
II.3.2. Árazás a martingál-reprezentációs tétel segítségével.....	57
<b>II.4. A FŐÁRAMLATOT KÉPEZŐ ÁRFOLYAMELMÉLETEK FELTÉTELRENDSZEREI.....</b>	<b>59</b>
<b>III. A PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTAN MODELLJEI.....</b>	<b>65</b>
<b>III.1. A PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTAN ELMÉLETI ÉPÍTŐKÖVEI.....</b>	<b>65</b>
III.1.1. A kilátáselmélet és továbbfejlesztései.....	66
III.1.2. A pénzügyi viselkedéstan további modelljei.....	71
<b>III.2. A PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTAN ÉS A FŐÁRAMLATÚ MODELLEK KÖZÖTTI KONZISZTENCIA KÉRDÉSE .....</b>	<b>79</b>
III.2.1. A várható hasznosság paradigmájának újabb modelljei .....	79
III.2.2. Viselkedéstani változókat beépítő modellek .....	81
III.2.3. A sztochasztikus dominancia apparátusát beépítő modellek .....	84
<b>III.3. PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTANI VIZSGÁLATOK A FELTÖREKVŐ PIACOKON.....</b>	<b>91</b>
III.3.1. Az eddigi kutatási eredmények áttekintése .....	91



III.3.2. Empirikus kutatás a pénzügyi viselkedéstan által posztulált összefüggések tesztelésére .....	95
<b>IV. ÁRFOLYAMALAKULÁSI ANOMÁLIÁK ÉS VISELKEDÉSTANI MAGYARÁZATOK.....</b>	<b>106</b>
<b>IV.1. A GYENGE HATÉKONYSÁGNAK ELLENTMONDÓ ANOMÁLIÁK ....</b>	<b>106</b>
IV.1.1. Szezonális (kalendarisztikus) anomáliák .....	106
IV.1.2. Reverzió, lendület, átlaghoz visszahúzás .....	109
IV.1.3. A reverziós- és lendülethatás tesztelése a Budapesti Értéktőzsdén.....	114
<b>IV.2. A KÖZEPES ÉS ERŐS HATÉKONYSÁGI FORMÁKNAK ELLENTMONDÓ ANOMÁLIÁK.....</b>	<b>123</b>
IV.2.1. Érték-alapú anomáliák.....	124
IV.2.2. Az osztalékcrejtély mint anomália.....	126
IV.2.3. Empirikus kutatás az osztalékcrejtéllyel kapcsolatosan.....	131
IV.2.4. A részvénytprémium anomáliája („equity premium puzzle”).....	137
IV.2.5. Volatilitással kapcsolatos anomáliák .....	142
<b>V. ÖSSZEGZÉS, BEFEJEZÉS.....</b>	<b>159</b>
<b>V.1. AZ ÉRTEKEZÉS ÉRDEMI KÖVETKEZTETÉSEIKÉNT MEGFOGALMAZHATÓ TÉZISEK .....</b>	<b>159</b>
<b>V.2. AZ ÖSSZEGZŐ TÉZIS FELVEZETÉSE.....</b>	<b>162</b>
<b>V.3. MEGVÁLASZOLATLAN KÉRDÉSEK, A JÖVŐBELI KUTATÁSI IRÁNYOK KIJELÖLÉSE.....</b>	<b>166</b>
<b>VI. IRODALOMJEGYZÉK.....</b>	<b>169</b>
<b>VII. MELLÉKLETEK.....</b>	<b>183</b>
1. BDS általános függetlenségi teszt a BUX napi hozamaira (1991-2007) .....	183
2. Sorozat (runs) típusú általános függetlenségi teszt a BUX napi hozamaira (1991- 2007).....	183
3. Hurst kitevő (R/S statisztika) a BUX napi hozamaira (1991-2007).....	183
4. Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt a BUX napi értékeire (1991-2007) .....	184
5. KPSS teszt a BUX napi értékeire (1991-2007).....	184
6. GPH teszt (frakcionális integráltság) a BUX napi értékeire (1991-2007) .....	184
7. Kérdőív a hallgatók befektetési magatartásáról.....	185
8. A hallgatói minta leíró statisztikái .....	190
9. Összefüggések a nem és a befektetési időtáv között.....	209
10. Összefüggések a nem és a kockázatvállalás között.....	213
11. Összefüggések a túlzott önbizalom alapján .....	216

## ÁBRÁK JEGYZÉKE

1. ábra. Szimulált véletlen bolyongás.....	19
2. ábra. Példa spektrális periodogramra. ....	26
3. ábra. Erős hatékonysági szintnek ellentmondó eseményvizsgálat abnormalis árfolyamai .....	32
4. ábra. A BUX hozamainak hisztogramja és a normalitás tesztje (1991-2007). ....	43

5.	ábra. A Tobin-szeperáció szemléltetése a kockázat-hozam koordinátarendszerben.....	48
6.	ábra. A főáramlatú modellek feltételrendszere .....	64
7.	ábra A kilátásméletben használt döntési súlyfüggvény különböző empirikus megközelítései.....	67
8.	ábra: A kilátásméletben használt értékfüggvény.....	68
9.	Ábra. Törésponttal rendelkező közömbösségi görbék. ....	80
10.	ábra. Egyetemi hallgatók kilátásméleti értékfüggvénye.....	92
11.	ábra. A reverzió jelensége az 1999-2001 teszt-periódusban. ....	122
12.	ábra. A reverzió jelensége a 2004-2007 teszt-periódusban.....	122
13.	ábra. A MAX és BUX indexek összehasonlítása. ....	141
14.	ábra. Volatilitástöbblet a New York-i tőzsdén. ....	142
15.	ábra. A New York-i S&P Composite Index és a vállalati nyereségek alakulása .....	144
16.	ábra. A New York-i tőzsde értékelési csúcspontjai és az irányadó amerikai kamatláb alakulása Shiller adatai nyomán .....	148
17.	ábra. A BUX napi logaritmikus hozamainak sorozata (1991-2007). ....	149
18.	ábra. A visszaszámított (implicit) volatilitás háromdimenziós felülete .....	152
19.	ábra. Azonos lejáratú opciókból visszaszámított piaci empirikus hasznossági függvény .....	154
20.	Ábra. Az értekezés tézisei .....	165

## TÁBLÁZATOK JEGYZÉKE

1.	táblázat. Az egységgyök tesztek és a stacionaritás tesztek hipotézisrendszere.....	21
2.	Táblázat: A tőkepiaci hatékonyság tesztelésének módszertani kategorizálása.....	33
3.	táblázat. A reprezentativitási heurisztika tesztelése két napos árfolyam-tendencia esetén .....	99
4.	táblázat. A reprezentativitási heurisztika tesztelése három napos árfolyam-tendencia esetén.....	99
5.	táblázat. A diszpozíciós hatás tesztje .....	99
6.	táblázat. A rövidlátó veszteségkerülés tesztje .....	100
7.	táblázat. A lehorgonyzási hatás tesztje.....	101
8.	táblázat. A kockázati magatartás aszimmetriájának tesztje nyereségek esetén. ....	102
9.	táblázat. A kockázati magatartás aszimmetriájának tesztje veszteségek esetén. ....	102
10.	táblázat. A mentális könyvelés egy tesztje.....	102
11.	táblázat A nemek és a kockázati hajlandóság közötti összefüggés .....	103
12.	táblázat A nemek és a túlzott önbizalom közötti összefüggés .....	104
13.	táblázat. A reverziós hatás tesztelésében felhasznált részvények (BÉT) .....	115
14.	táblázat A reverziós hatás képzési és tesztperiódusai (BÉT) .....	115
15.	Táblázat. Az elemzett részvényekből alkotott portfóliók.....	118
16.	Táblázat.A kumulált többlethozamok leíró statisztikái.....	120
17.	Táblázat. Az anticiklikus stratégiák nyereségessége (a reverzió tesztje):.....	121
18.	Táblázat. BUMIX-BUX napi hozamkülönbséget(2004-2007).....	124
19.	táblázat Osztalékfizetési ráták .....	133
20.	táblázat ANOVA-F teszt az átlagos iparági osztalékfizetési rátákra .....	134
21.	táblázat ANOVA-F teszt - Energetika .....	134
22.	táblázat ANOVA-F teszt - Pénzügyi szolgáltatások .....	135
23.	táblázat ANOVA-F teszt -Gyógyszeripar .....	135
24.	táblázat Kéttényezős ANOVA-F teszt az ipágákra és az egyedi osztalékfizetési rátákra .....	135
25.	táblázat. A volatilitás-többlet pénzügyi viselkedéstani tényezői .....	147
26.	táblázat. Tőkepiaci anomáliák és lehetséges viselkedéstani magyarázataik .....	158

## Köszönetnyilvánítás

Szeretném maradéktalan hálámat kifejezni azoknak, akik szakmai tudásukkal, tanácsaikkal vagy egyszerűen türelmükkel segítették az értekezés létrejöttét. Elsősorban Dr. Ulbert József témavezetőmnek köszönöm a közös munkát.

Köszönettel tartozom továbbá Dr. Bélyácz Iván akadémikusnak és Dr. Vincze Mária egyetemi tanárnak, akik bátorításukkal és segítségükkel meghatározó módon befolyásolták pályaválasztásomat.



# I. BEVEZETÉS

## I.1. ELMÉLETI ALAPVETÉS, MOTIVÁCIÓ, ALAPFOGALMAK KÖRÜLHATÁROLÁSA

A közgazdaságtan tudománya, a világszemlélet, modellalkotás és az alkalmazott módszertan tekintetében sajátos irányváltásokon ment keresztül az elmúlt évszázadokban: a klasszikus iskolára (Smith, Ricardo) jellemző leíró modellek után új irányba kezdett fejlődni és a természettudományok tudományossági kritériumainak kívánt megfelelni: különösen a neoklasszikus közgazdaságtani iskola munkássága révén lépett előtérbe az egzakt, modellezhető világszemlélet és a kvantitatív módszerek alkalmazása. Ezt a hagyományt folytatták a keynesiánus illetve a neoliberais gondolkodók is a XX. században, és természetesen ezt a szemléletet sajátította el a kezdetben részterületnek számító majd önálló tudományággá fejlődött pénzügytan is. Ennek az egzakt megközelítési módnak a makroökonómiában elsősorban az egyensúly-keresés, az egyensúlyi modellezés volt a célja, hiszen a belső és külső egyensúlyhiány mindig olyan súlyos társadalmi következményekkel járó jelenségekben öltött és ölt formát, mint a munkanélküliség, infláció, valutaválság, stb. Éppen ezeknek az egyensúlytalanságoknak az elkerülése végett, illetve a fenntartható gazdasági növekedés megvalósítása érdekében, a közgazdaságtan fokozottan normatív jelleget öltött, ami azt jelenti, hogy megállapításaiból előírások, javaslatok következtek a mindenkori gazdaságpolitika számára, illetve profit-maximalizáló majd később részvényesi értéket maximalizáló módszerek a vállalati szférában.

A XX. század folyamán a lakossági jövedelmek emelkedésével, a fogyasztói társadalom kifejlődésével és a megtakarításokat a finanszírozási igényekkel összehozó tőkepiacok megszilárdulásával együtt a pénzügyek egyre nagyobb figyelmet szenteltek az egyéni befektető döntéshozatalára. Kezdetben ezen a területen is a normatív gondolkodás volt meghatározó, hiszen Dow, Hamilton, Graham<sup>1</sup> kereskedési technikáikon, befektetési tanácsaikon keresztül mind - mind javaslatokat tettek, „recepteket írtak” az ideális, nagy növekedési potenciállal rendelkező értékpapírok és befektetési lehetőségek azonosítására. Később, a kockázat-kerülés előtérbe kerülésével Markowitz (1952) modellje írta elő a minimális kockázatú, hatékonyan diverzifikált értékpapír-portfólió szerkezetét (modern

---

<sup>1</sup> Bodie-Kane-Marcus: Investments (Befektetések) tankönyv jó összefoglalását adja ezen gyakorlati szakemberek gondolatainak

portfólióelmélet). Az 1960-as években pedig egyfajta „általános tőkepiaci egyensúlymodell” kialakítása volt a cél, melynek eredményeképpen létrejött a tőkepiaci árfolyamok egyensúlyi modellje, a CAPM („Capital Asset Pricing Model”). Az egzakt megközelítések további sikerét hozták a ‘70-es évek, amikor a különböző származtatott pénzügyi termékek beárazását sikerült véghezvinni olyan világhírű modellekkel, mint a Black-Scholes (1973) vagy a binomiális modell (Cox, Ross, Rubinstein, 1979).

A modern portfólióelmélet és az arbitrázs alapú árazás nyomán kialakult az értékpapírértékelésnek az az irányzata, amely tulajdonképpen a „beárazást” helyezte előtérbe az „értékelés” helyett. E mögött az úgynevezett „érték-additivitás elve” húzódott meg, amely kimondja, hogy általában az eszközök összességének értéke megegyezik az egyenként vett eszközök értékének összegével. Az elvet sikeresen alkalmazták mind pénzügyi eszközökre, mind pedig beruházási projektek értékelésénél, tőke költségvetési kérdésekben.

Az árfolyamalakulást a főáramlat a szintetikus arbitrázs segítségével magyarázta, és a folyamatosan kifejlesztett, új származtatott termékek beárazásának alapjául is az arbitrázsalapú árazás („no arbitrage pricing”) szolgált. Summers (1985) szavaival élve, a modern pénzügyelmélet csupán arra volt kíváncsi, hogy két darab 8 unciás kecsup-üveg árának az összege megegyezik-e egy 16 unciás kecsup-üveg árával? A szerző ironikusan a „ketchup economics” megnevezéssel illette a pénzügytannak ezt a fejlődési szakaszát. Természetesen amiatt, hogy a főáramlatú pénzügytan nem kutatta az érték forrásait ebben az időszakban, nem vitathatjuk el az arbitrázs-árazás egzakt és a gyakorlati alkalmazásban nagy sikernek örvendő modelljeinek létjogosultságát.

Ezen sikeres, alkalmazható modelleket magába építve, a főáramlatú („mainstream”) pénzügytan, meglátásom szerint ettől az időszaktól kezdve napjainkig a következő paradigmatisztikus pillérekre támaszkodik:

- modern portfólióelmélet (racionális befektetőkre támaszkodva)
- hatékony tőkepiacok elmélete
- érték-additivitás elve
- az arbitrázsmentesség elve

Ugyanakkor a főáramlat módszertani támpillérei a következők:

- pénzügymatematika
- ökonometria
- a fundamentális érték meghatározásának módjai

Ezek a támpillérek az értekezés folyamán több ponton is visszatérnek. Ezen a ponton csupán azt szeretném kihangsúlyozni, hogy a főáramlat és alternatív elméletek (pl.

viselkedéstan) szembeállítására nem ugyanazt takarja, mint a fundamentális és technikai elemzés szembeállítására. Jelen értekezésben főáramlat alatt mindig a piacok hatékonyságának paradigmáját értem illetve ennek a leginkább elterjedt, általánosan elfogadott specifikációit, mint amilyen a CAPM modell vagy a martingál-árazás. A fundamentális elemzés tehát csupán egy eszköztár, ami azon a ponton köthető a főáramlathoz, hogy a piaci hatékonyság elfogadásából egy olyanfajta egyensúlyi árfolyam érvényesülése következik, amely az illető eszköz fundamentális értékével egyenlő, és amelyet leginkább a fundamentális elemzés eszközeivel lehet kiszámítani, vagy legalábbis megközelíteni.

Továbbá definiálásra szorul a racionalitás fogalma is, ugyanis a racionális befektető valamint a racionális tőkepiaci aktor egyaránt kulcsfontosságú szereplői az értekezésnek. A racionalitásnak nagyon sokfajta filozófiai-logikai értelmezése és vetülete van, megkísérek egy, a pénzügyi közgazdaságtan számára használható körülhatárolást.

Sokáig a közgazdaságtudomány csak körülírta a „homo oeconomicus” metaforájában a mindig önértékének maximalizálására törekvő racionális döntéshozót, de elsőként egzakt, tudományos módon csak Neumann és Morgenstern definiálták a racionalitást. Ezért a jelen dolgozatban a Neumann-Morgenstern féle axiómarendszert kielégítő racionalitást veszem alapul (bővebben lásd Bélyácz 2001), hangsúlyozva azt is, hogy ahol másfajta racionalitás-fogalmakról van szó (pl. korlátozott racionalitás, procedurális racionalitás), azok a kategóriák is a Neumann-Morgenstern referenciához képest értelmezettek.

A Neumann-Morgenstern axiómarendszer igen röviden azt feltételezi, hogy a döntések terét képező kimenetek közötti preferencia-rendezés az alábbi tulajdonságokkal rendelkezik:

- 1) Teljesség (összehasonlíthatóság)
- 2) Tranzitivitás
- 3) Folytonosság (mérhetőség és sorba-rendezhetőség)
- 4) Függetlenség

Szemléletes, intuitív olvasatban ezek az axiómák azt mondják ki, hogy a racionalitás az önérték érvényesítését, az úgynevezett dominancia-elv érvényesülését jelenti („a több mindig jobb”).

Mivelhogy a Herbert Simon-féle korlátozott racionalitás (Simon, 1982) az információ-hozzáférés és feldolgozás problémáját is felveti, ezért szükségesnek gondolom leszögezni, hogy a tökéletes racionalitás nem egyenlő az információhoz való korlátlan hozzáféréssel, hanem legfennebb azzal, hogy a racionális döntéshozók a rendelkezésre álló információkat önértékük szerint, konzekvensen, a bináris logika törvényei szerint dolgozzák fel, bizonytalan információikat (várakozásaikat) pedig szintén a valószínűségszámítás Bayes-i szabályainak



megfelelően frissítik, korrigálják. Továbbá korlátozott racionalitás alatt a szuboptimális, kielégítő megoldásokkal való megelégedést értem, tehát olyan helyzeteket, amikor az információfeldolgozás nem tökéletes ugyan de a Neumann-Morgenstern axiómák és az önérdek-követés nem sérül. Ezzel szemben irracionalitás alatt olyan helyzeteket értek, amelyekben maguk a Neumann-Morgenstern axiómák sérülnek valamiféle érzelmi vagy egyéb indíttatás következtében.

Időközben egyre több aggasztó jele mutatkozott annak, hogy a főáramlatú modellek túlzott leegyszerűsítésekkel élnek, vagy túlzott elvárásokat támasztanak a „homo oeconomicus” irányában. Éppen a CAPM modell kísérleti tesztelésekor fellépő problémák, ellentmondásos eredmények, illetve a tőkepiaci árfolyamok eltávolodása a véletlen bolyongástól hívták fel a figyelmet a klasszikus, normatív megközelítés hiányosságaira.

Ezeknek a nyitott kérdéseknek a megválaszolására született meg egyéb elméletek között az ún. „behavioural economics” (gazdaságpszichológia, viselkedés-gazdaságtan vagy magatartás-gazdaságtan), melynek célja a közgazdaságtan magyarázó erejének növelése a kognitív pszichológia tudományterületéből átvett alapelvek és módszerek segítségével. A gazdaságpszichológián belül egyfelől Kahneman-Tversky (1979) kilátáselméletének másfelől DeBondt és Thaler (1985) túlreagálási hipotézisének megjelenésével megszületett egy új tudomány, a pénzügyi viselkedéstan, ami (amint azt a következő fejezetekben részletesen is látni fogjuk) az egyik legidőtállóbb ellenlábasa lett a pénzügyi elméletek főáramlatának.

Valóban megérett a pénzügyi viselkedéstan arra, hogy átvegye a hatékony piacok hipotézisének a helyét a pénzügyi elméletek főáramlatában? Vagy csupán egy múltó elmélet-divatról, zsákutcáról van szó? Esetleg a két paradigma nem is mond 100%-ban ellent egymásnak és megkísérélhető a két elméletrendszer szintetizálása? Jelen értekezés ezekre a kérdésekre keresi a választ.

Mire nem tér ki az értekezés? Habár igyekeztem átfogó, elméleti és módszertani áttekintést adni a pénzügytudomány e meglehetősen vitatott és tekintélyes szakirodalommal rendelkező területéről, bizonyára vannak olyan modellek, megközelítések, amelyekre nem tértem ki, és amelyek az értekezés hiányosságaként említhetők. Mégis, megpróbálom megindokolni, hogy bizonyos megközelítésekre miért helyeztem kisebb hangsúlyt vagy miért éppen csak megemlítettem őket? A teljesség igénye nélkül a következő elméletekről van szó:

- **Mesterséges intelligencián, genetikai algoritmusokon, neurális hálókön és fuzzy algoritmusokon alapuló tőkepiaci modellek.** Ezek a közös gyökerű megközelítések az egyre pontosabb tőzsdei árfolyam-előrejelzés („stock market forecasting”) keresésének eredményei. Az egyre kifinomultabb modelleket egyre pontosabban meg

lehetett tanítani bizonyos árfolyammozgások modellezésére, de ezek a modellek legtöbbször egy adott időszaki minta viselkedését tudták egyre jobban leírni, ugyanakkor mintán kívüli előrejelző képességük meglehetősen kétségesnek bizonyult. Ennek a témakörnek alapos és aktuális, de kétségtelenül módszertan-igényes áttekintését adja McNelis (2005) könyve.

- **A piaci mikrostruktúra modelljei.** A szakirodalomban egyre inkább egyetértés kezd körvonalazódni afelől, hogy a pénzügyi viselkedéstan mellett a piaci mikrostruktúra modellek azok, amelyek erős ellenjelöltjei a hatékony piacok paradigmájának. Éppen ezért úgy gondolom, hogy semmilyen, tőkepiaci hatékonysággal foglalkozó értekezés nem térhet napirendre a piaci mikrostruktúra fölé. Jóllehet terjedelmi megfontolások és a könnyebb áttekinthetőség miatt nem szenteltem külön fejezetet e témának, amelyben aprólékosan ismertettem volna az egyes mikrostruktúra-modelleket, hangsúlyozom, hogy a legtöbb fejezetben feldolgozásra és megvitatásra kerülnek ezeknek a modelleknek a következményei és számos utalás történik rájuk (arbitrázs korlátai, ajánlati rések, a piaci likviditás problémája). A piaci mikrostruktúra témakörének alapos áttekintését adja O'Hara tankönyve (O'Hara, 1998).
- **Játékelméleti viselkedéstan („behavioural game theory”).** Ez egy ígéretes irányzat melyet egyesek a gazdaságpszichológia, míg mások az általános játékelmélet alfejezeteként értelmeznek. Modelljei potenciális összeköttetést biztosíthatnak a módszertan-igényes matematikai játékelmélet és a sokszor anekdotákon alapuló pénzügyi viselkedéstan között, azonban meglehetősen fiatal irányzatról van szó, amely még kevés érvényes magyarázatot vagy előrejelzést produkált. A tudományterület fő kutatási irányvonalait kijelöli Camerer (2003).
- **Káoszelméleti modellek („fractal market hypothesis”).** Ezek a megközelítések, az 1990-es évekbeli nagy népszerűségük ellenére, mára már többé-kevésbé meghaladtak abból a szempontból, hogy nem tudtak a klasszikus főáramlatnál tartósan jobb előrejelzéseket létrehozni, sem a piaci aktorok döntés-mechanizmusát nem tudták jobban megmagyarázni. Alapvető munka e téren az elméleti modellek áttekintése és azok alkalmazása terén Peters (1994) tankönyve.

Nem volt célja a dolgozatnak egy teljesen új modell, feltételrendszer vagy ökonometria specifikáció levezetése, kidolgozása. Az értekezés célja elsősorban egy saját hipotézisrendszer kidolgozása és validálása vagy elvetése (empirikus eszközökkel is), egy tudományos, koherens álláspont kialakítása (végső tézisek alakjában) a tudományterületen folyó vitával kapcsolatban. Másodsorban az elméletek közötti diskurzushoz avval járulok

hozzá, hogy egyes konkrét pontokban saját empirikus számításokat, teszteléseket végzek, amelyek egyik vagy másik elméleti modellt erősítik meg vagy ellenkezőleg, cáfolják azt.

## I.2. AZ ÉRTEKEZÉS SZERKEZETE, AZ ALKALMAZOTT MÓDSZERTAN, A MEGVIZSGÁLT HIPOTÉZISEK

A tőkepiaci hatékonyság és a pénzügyi viselkedéstan módszertana igen színes és szerteágazó. A tőkepiaci anomáliák és a hatékonyság kutatása elsősorban a konstruktív, induktív ökonometria<sup>2</sup> sajátos modelljeivel dolgozik, egy- illetve többváltozós lineáris és nemlineáris regressziók, autoregressziók, stb. segítségével. A főáramlatú elméleti modellek és az alternatív elméletek közötti konzisztencia kérdését elsősorban deduktív, analitikus matematikai módszertan jellemzi, az elméleti szakemberek a konkrét függvényspecifikációk, egyenletek és egyenletrendszerek között próbálják a tőkepiaci egyensúly feltételeit, modelljeit megtalálni. Az elsősorban kognitív pszichológiai kutatásokból kinőtt pénzügyi viselkedéstan pedig a kérdőíves kísérletezés módszereit alkalmazza előszeretettel. A módszertan elkülönülése a kutatói munka apróbb részleteiig is eljut: egyfajta szoftvert használnak az ökonometriai modellek teszteléséhez, másfajta a kérdőívek feldolgozásához, stb. E tudományterület napjainkban fokozottan interdiszciplináris jelleget ölt, melynek következtében a módszertani sokszínűség is erősödik. Mindez kétségtelenül közelebb viszi a kutatókat a komplex gazdasági valóság megértéséhez, ám ugyanakkor megnehezíti a végérvényes elméletek, modellek kialakulását.

Jelen értekezésben is nyomon követhető ez a módszertani sokszínűség. A következőkben a dolgozat szerkezetére térek rá hangsúllyal a módszertani vonatkozásokon és a saját hozzájárulások természetén.

A tőkepiaci hatékonyság modelljeit, specifikációit tárgyaló második részben a modellek matematikai specifikációján, e specifikációk értelmezésén és az ökonometriai tesztelésen van a hangsúly. Saját hozzájárulásom ehhez a részhez az árfolyamok véletlen bolyongása, a hozamok általános függetlensége tesztelésének formáját ölti, olyan specifikációk segítségével, amelyeket legalábbis a magyarországi tőkepiac esetén nem fedeztem fel a korábbi irodalomban. Célom volt továbbá egy újfajta, elméletet és módszertant jobban integráló, átfogóbb rendszerezését adni a hatékonysági formákat és azok empirikus tesztjeit tárgyaló irodalomnak.

---

<sup>2</sup> Ez azt jelenti, hogy a kutatók általában a tőkepiaci „stilizált tényeknek” megfelelő ökonometriai modelleket igyekeznek felállítani, ezeknek a paramétereit megbecsülni



A szakirodalom tanulmányozása és saját empirikus vizsgálataim alapján a következő prekonceptió és hipotézis alakult ki bennem:

## **1. HIPOTÉZIS: A TŐKEPIACOK HATÉKONYSÁGA HOSSZABB TÁVON ÉRVÉNYESÜL MIND A FEJLETT MIND PEDIG A FELTÖREKVŐ PIACOK ESETÉBEN.**

A hipotézis megvizsgálásából adódó következtetést (tézist) a II.1. alfejezet végén fogalmazom meg és az V.(Összegzés, Befejezés) részben visszatérek rá.

A harmadik részben a pénzügyi viselkedéstan modelljei kerülnek tárgyalásra. Bizonyos viselkedéstan modellek tudományos szempontból jobban, egzaktabban ki vannak dolgozva (kumulatív kilátáselmélet, Barberis-Huang-Santos (2001) modell), ezek esetében a matematikai modellek bemutatásán van a hangsúly, más modellek kevésbé rigurózusak, ezeket inkább az úgynevezett „verbális” modellek kategóriájába sorolhatjuk. Saját hozzájárulásom ebben a részben a főáramlatú modellek (elsősorban a CAPM) és a viselkedéstan modellek (elsősorban a kumulatív kilátáselmélet) közötti konzisztencia külön alfejezetben való tárgyalása. Egy második hozzájárulás a leggyakrabban hivatkozott viselkedéstan torzítások közül néhánynak a tesztelése egy 111 fős egyetemi hallgatói mintán. Ebben a fejezetben a következő hipotézisnek az ellenőrzésén van a hangsúly:

## **2. HIPOTÉZIS: A FEJLETT PIACOKON DOKUMENTÁLT HEURISZTIKÁKAT, VISELKEDÉSTANI TORZÍTÁSOKAT MINDEN KÉTSÉGET KIZÁRÓAN IGAZOLNI LEHET A FELTÖREKVŐ PIACOK ESETÉBEN IS.**

Ez a hipotézisem nem igazolódott, a harmadik rész végén és az összegzésben fogalmazom meg e kérdéssel kapcsolatos végső álláspontomat.

A negyedik részben a tőkepiaci anomáliák rendszerezése történik, amelynek során az egyes anomáliák ökonometriai tesztelésén van a hangsúly. Az anomáliákra adott magyarázatok között kiemelt szerepet kapnak a viselkedéstan magyarázatok, ezeknek a magyarázatoknak a validációja pedig a módszertan tekintetében mindenképpen ökonometriai-matematikai jellegű. Két empirikus hozzájárulást foglaltam bele ebbe a részbe: az egyik a reverziós és lendülethatás tesztelése a Budapesti Értéktőzsdén, a másik az osztalékrejtély néhány viselkedéstan vetületének vizsgálata magyarországi, tőzsdén jegyzett vállalatok osztalékfizetési rátáinak tekintetében. Ezenkívül kisebb jelentőségű saját számításokra is hivatkozom a részvénytprémium, a kisvállalati hatás és a volatilitástöbblet tekintetében. Az itt vizsgált, szám szerint harmadik hipotézisem a következő:

### **3.HIPOTÉZIS: A FEJLETT PIACOKON DOKUMENTÁLT TŐKEPIACI ANOMÁLIÁKAT MINDEN KÉTSÉGET KIZÁRÓAN IGAZOLNI LEHET A FELTÖREKVŐ PIACOK ESETÉBEN IS.**

Ez a hipotézisem is csak részben igazolódott, amint azt a megfelelő fejezetekben (IV.2.3., V.) kifejtem.

Az ötödik részben az összegzés történik, az érdemi mondanivalót és tudományos újdonságot jelentő tézisek megfogalmazása, majd a jövőbeli kutatás irányainak kijelölésével zárul a dolgozat. Ebben a fejezetben már nem kapnak hangsúlyt a matematikai-ökonometriaai módszerek, a diskurzus az elméletek közötti tudományos vita nyelvezetét alkalmazza.

## **II. A FŐÁRAMLATOT KÉPEZŐ ÁRFOLYAMELMÉLETEK**

### **II.1. A HATÉKONY TŐKEPIAC MODELLJE**

#### **II.1.1. A hatékony tőkepiacok elméleti építőkövei**

A bevezetésben említettem, hogy a főáramlatú pénzügytan a racionális döntéshozó paradigmájára építi fel a tőkepiacok egyensúlyi modelljeit. A racionalitás mellett a piacok szerkezetére, működésére vonatkozóan is megfogalmazódott egy központi jelentőségű hipotézis, amely a racionalitás mellett meghatározta az elmúlt évtizedek pénzügytanának tanításait. A hatékony piacok elméletéről („Efficient Market Hypothesis”, a továbbiakban: EMH) van szó.

A tőkepiaci hatékonyságnak legalább két értelmezését szokás elkülöníteni a szakirodalomban. Értekeznek egyfelől az ún. információs hatékonyságról, másfelől (és szakirodalmi kutatásaim alapján némiképp ritkábban) pedig a funkcionális hatékonyságról. Az információs hatékonyság azt jelenti, hogy az árfolyamok mindenkor minden nyilvános információt tükröznek, azaz az új információk árfolyamba való beépülésének sebessége igen gyors, ideális esetben pillanatszerű. Ennek az a következménye, hogy az árfolyamok előrejelezhetetlenek, csakis az összes piaci szereplő számára új információra reagálnak, melynek birtokában nem lehetséges nyereséges kereskedési stratégiákat kiaknázni. Általánosabb értelemben amennyiben mégiscsak sikerülne a piacinál jobb, kockázattal korrigált hozamokat rendszeresen elérni, annak biztosan további költségei vannak az információszerzés, a költségesebb elemzők megfizetésének terén, így ezen költségeket is beszámolva, a piac akkor hatékony ha nem sikerül tartós abnormális hozamhoz jutni valamilyenfajta bennfentes információ vagy fejlettebb kereskedési stratégia révén.

Ahhoz, hogy az árfolyamok valóban az összes nyilvános és kevésbé nyilvános információt tartalmazhassák, szükség van az úgynevezett funkcionális hatékonyságra is, melynek értelmében a piaci szerkezet, működés lehetővé kell tegye az olyan sebességű és likviditású kereskedést, amely az arbitrázsügyletek megfelelően nagy számán keresztül lehetővé teszi, hogy az árfolyamok a belső érték szintjére álljanak be. Az arbitrázst korlátozó bármilyen technikai akadály (például a fedezetlen eladás megtiltása) magát a hatékonyságot is korlátozza. Az arbitrázs korlátairól később még szó lesz.



A hatékony piac fogalma elválaszthatatlan Eugene Fama Chicago-i professzor nevétől, bár tartalmát tekintve már George Gibson-nál (1889) is találkozhatunk vele, és Bachelier (1900), Cowles (1964), Holbrook Working (1949), Kendall (1953), Cootner (1964), Samuelson (1965) munkái szintén az árfolyamok előrejelezhetetlenségét emelték ki, jóllehet ők még nem használták a „hatékony piac” kifejezést.

A hatékony piacok hipotéziséhez hasonló fogalmat konstruált Muth (1961), éspedig az úgynevezett „racionális várakozások” elméletét, amely, ellentétben az ún. „adaptív várakozásokkal” kimondja, hogy a döntéshozók nemcsak a múltbeli információkat veszik figyelembe előrejelzési döntéseikben, hanem az adott időpontban rendelkezésre álló összes biztos és bizonytalan (beleértve a jövőre vonatkozó) információt is (feltételes várható érték modell). Az elmélet devizapiacra történő korai alkalmazásánál azt feltételezték, hogy a racionális várakozások negatív visszacsatolás alapú, stabilizáló spekulációkat váltanak ki, ezzel csökkentve a devizapiaci volatilitást. A mai szóhasználatban a „racionális várakozások” és a „hatékony piacok” terminusok szinonimaként használtak, előbbit inkább a makroökgazdászok, utóbbit a pénzügytan-kutatók tollából lehet olvasni.

A Fama (1965) - definíció és rendszerezés - előtti szakirodalom inkább az árfolyamok véletlenszerűségéről, előrejelezhetetlenségéről értekezett, a véletlen bolyongás („random walk”) modelljének keretében. A véletlen bolyongás és a tőkepiaci hatékonyság közötti összefüggésre a következőkben részletesebben is kitérek. Fama (1965) a tőkepiaci hatékonyság alábbi formáit különítette el<sup>3</sup>:

**Gyenge hatékonyság:** Gyengén hatékony piacokon az árfolyamok minden múltbeli árfolyam-alakulásra<sup>4</sup> vonatkozó információt tükröznek. Egy későbbi kibővítésben Fama ide sorolja az egyéb releváns vállalati mutatók múltbeli értékeit is.

**Közepes hatékonyság:** Közepesen hatékony piacokon az árfolyamok minden vállalatra, tőkepiacra és makrogazdaságra jellemző releváns nyilvános információt tükröznek.

**Erős hatékonyság:** Erősen hatékony piacokon az árfolyamok minden vállalati bennfentes információt is tükröznek.

Ebben az értelmezésben a hatékonyság különböző formái egymásra épülő kategóriák abban az értelemben, hogy az erősebb formák mindig implikálják a gyengébbeket is: az erősen hatékony piac egyben közepesen és gyengén is hatékony, megfordítva azonban nem. Ennek ellenére a gyakorlati tesztelés során pl. a közepes forma tesztelése csupán

---

<sup>3</sup> E kategorizáció tekintetében jelentős előzmény Roberts (1959)

<sup>4</sup> Egy későbbi kibővítésben (Fama, 1991) Fama ide sorolja az egyéb releváns vállalati mutatók múltbeli értékeit is

eseménytanulmányok segítségével pontatlan, hiszen az új vállalati információk gyors beépülése nem zárja ki azt, hogy korábbi árfolyam-alakulásra alapuló technikai kereskedési stratégiák sikeresek lehetnek. Magyarán a közepes forma pontos tesztelése úgy történhetne, hogy egyszerre végzünk véletlen bolyongás tesztet és eseménytanulmányt is. A gyakorlatban sem a három hatékonysági forma megnyilvánulása, sem azok megsérülése nem választható élesen külön.

Fama (1965) a következő matematikai specifikációt adta a tőkepiaci hatékonyság legáltalánosabb megfogalmazására<sup>5</sup>:

$$E(P_{t+1}|\phi_t) = (1 + E(r_{t+1}|\phi_t))P_t \quad (1.)$$

vagyis a jövő időszak árfolyamának ( $P_{t+1}$ ) feltételes várható értéke az előző periódusbeli árfolyam ( $P_t$ ) felkamatolt (hozammal növelt) értékével egyenlő, ahol a felkamatolás a várható hozammal ( $E(r_{t+1}|\phi_t)$ ) történik. A  $\phi_t$  a „t” időpontig rendelkezésre álló információk halmazát jelöli.

A Fama definíciót követő évtizedekben számos cikk vitatkozott a hatékonyság természetéről, és egyre több, úgynevezett tőkepiaci anomáliát dokumentáltak. A pro- és kontra tőkepiaci hatékonyság vitáról bővebben a következő fejezetben lesz szó. Mindenesetre a hatékonyság fogalmát további finomítások érték, melyek közül kiemelkedik a „nem tökéletesen hatékony” piac fogalma (Grossmann-Stiglitz, 1980): a nem tökéletesen hatékony piacokon lehetséges ugyan a piaci átlag feletti teljesítmény de ennek mindig valamilyen többletköltsége van az információszerzés és a jobb szakértelem vonatkozásában. Ugyanebben a cikkben látott napvilágot az úgynevezett „passzív kereskedés paradoxona” másként a szerzőikről elnevezett „Grossmann-Stiglitz paradoxon”: ennek értelmében a tökéletesen hatékony piac fogalma még elviekben sem lehetséges, hiszen ha az új információk beszerzéséből nem lehet többlethozamra szert tenni, akkor senki sem foglalkozik többletinformációk beszerzésével, ily módon ezek az információk be sem épülhetnek az árfolyamokba. Röviden: ahhoz, hogy a piac általában vagy végeredményben hatékony lehessen, rövidebb távon hatékonytalannak kell lennie. A hatékonyságból a hatékonytalanság következik.

Fama (1991) igen nagy hangsúlyt helyez a tőkepiaci hatékonyság és a piaci egyensúly közötti összefüggésre. Az értékelés („valuation”) ebben a szöveggörnyezetben központi jelentőségű kategória. Fama egyetért a helyes beárzás, a méltányos ár relativitásával,

<sup>5</sup> Ebben a specifikációban jól látható a hatékony piacok és a racionális várakozások modellje közötti konzisztencia

hangsúlyozva, hogy mindig valamilyen specifikációhoz, modellhez képest beszélhetünk helyes vagy helytelen beárazásról. Ez egy igen fontos megállapítás, hiszen egy igen erős védekezési pontot jelent a hatékonyság mellett és egyben az anomália-szakirodalom elleni egyik legerősebb fegyver. Fama és French 1990-es években kifejlesztett modelljei (Fama-French 1992, 1996, 1999), mind azt mutatják, hogy valahányszor egy anomáliát dokumentál a szakirodalom, az a válasz Fama-French részéről, hogy az illető anomália nem a hatékonyságnak általában, hanem csupán valamelyik konkrét modelljének (pl. CAPM, APT) mond ellent. A tőkepiaci hatékonyság tehát szorosan összefonódik az egyensúlyi árazás kérdéskörével (ezt Fama „*joint-hypothesis problem*”-nek, vagyis a kapcsolt hipotézis problémájának nevezi). Más szóhasználatnál élve az információk „azonnali” beépülése a hatékonyság kérdéskörébe tartozik, a „helyes” beépülés viszont az egyensúly és az értékelés alapvető kérdése.

Ugyancsak Eugene Fama foglalta össze (Fama, 1998) a hatékony piacok elméletének helyessége mellett szóló érveket elsősorban a pénzügyi viselkedéstan modelljeivel szemben. A hosszú távú anomáliák, elsősorban a túl- illetve alulreagálás feltételezett jelenségeivel kapcsolatosan foglalt állást, konkrétan az értekezésben a IV.1.2 alfejezetben ismertetett BSV<sup>6</sup> és DHS<sup>7</sup> modellekkel kapcsolatosan. Fama szerint e két viselkedéstani modell jól működik azokon az anomáliákon, amelyek magyarázatára tervezték őket, de más anomáliákra nem tud sem meggyőzően magyarázó, sem helyesen előrejelző összefüggéseket felállítani. Konkrétan ezek a modellek csak a hozam-megfordulásra, a reverzióra tudnak magyarázatot adni, a szinte ugyanilyen gyakorisággal fellépő lendülethatásra (momentum) azonban nem. Maga az a tény, hogy az anomália-irodalom egyaránt értekezik reverzióról és lendületről, valamint az ezek mögött meghúzódó túl- illetve alulreagálásról, a piac összességében vett hatékonyságát mutatja, hiszen a piac akkor nem lenne hatékony, ha csak reverzió vagy csak lendület nyilvánulna meg a hozamokban.

Feltevődik a kérdés, hogy a túlreagáláshoz képest az alulreagálás jelenléte erősíti-e a pszichológiai megközelítést vagy inkább gyengíti. Az emberek nem reagálhatnak túl mindent mindenkoron, a túlzott önbizalom hibák elkövetéséhez vezet, azonban ezek a hibák nem szisztematikusan, egyszerre, és egy irányban történnek. Ezért Fama szerint az alul illetve túlreagálás jóllehet, megmagyarázhat bizonyos speciális piaci helyzeteket, nem valószínű, hogy egy általános piaci modell építhető rájuk.

<sup>6</sup> Barberis-Shleifer-Vishny (1998)

<sup>7</sup> Daniel-Hirshleifer-Subramanyam (1997)



Összességében a „Fama kritika”-ként híressé vált cikk (Fama, 1998) két sarkalatos pontja a következő:

(1) A hosszú távú anomáliák rendkívül érzékenyek a vizsgált időtávokra és a vizsgálati módszerekre is. Egy árfolyam-alakulás vezethet hozam-reverzióhoz egy bizonyos időtávon, lendülethez egy másikon, míg egy harmadikon átlaghoz visszahúzáshoz is vezethet. Az anomáliák jó része csökken, sőt néha teljesen eltűnik, ha különböző specifikációkat, modelleket használunk az abnormális hozamok megállapítására.

(2) Önmagában a tőkepiaci hírek túl- vagy alulreagálása nem sérti a hatékonysági hipotézist, hiszen ha e két jelenség váltakozva, nagyjából azonos számban jelenik meg, akkor átlagosan az árfolyamok a fundamentális értékhez konvergálnak. Amennyiben az anomáliák mégsem oszlanak meg egyenletesen, akkor is ahhoz, hogy a hatékonyság elvetéséről beszélhessünk, az anomáliák nyomán szignifikáns és tartós abnormális hozamnak kellene keletkezni, amit ezidáig nem sikerült egyértelműen bizonyítani.

A következőkben a tőkepiaci hatékonyság konkrét ökonometriai specifikációit ismertetem a hatékonyság különböző szintjei szerint a gyengétől a közepesen át az erős irányába haladva, majd a legfontosabb empirikus eredmények kerülnek bemutatásra a fejlett és feltörekvő piacok világából.

### **II.1.2. A gyenge formájú hatékonyság empirikus tesztelése**

#### **A véletlen bolyongás („random walk”) modell**

A korai megközelítések, mint említettem, a tőzsdei árfolyamok véletlen bolyongását elemezték, majd ezt a véletlenséget tekintették a tőkepiaci hatékonyság legfőbb ökonometriai vetületének.

Önmagában az a tény, hogy a véletlenszerűséget modell-rangra emelték, igen komoly, ha úgy tetszik, tudományfilozófiai kérdéseket vet fel. Ramsey (1930) óta ugyanis a matematikusok tudják, hogy a tökéletes, objektív véletlenszerűség nem lehetséges. Ramsey bebizonyította gráfelméleti eszközökkel, hogy egy adott elemszám fölött bármely halmaz (struktúra) tartalmaz egy nem-véletlen elrendezésű alstruktúrát („Ramsey theory”, Ramsey elmélet). A szakirodalomban sok helyen találkozunk a Ramsey elmélet következő, szemléletesebb megfogalmazásával: Tegyük fel, hogy „ $n$ ” számú galambot helyeztünk el „ $m$ ” számú kalitkába. Amennyiben  $n > m$ , akkor triviálisan belátható, hogy legalább egy kalitkában két galamb van („pigeonhole principle”, kalitka elv). Ennek a triviálisnak tűnő eredménynek és általánosításainak olyan messzemenő következményei vannak, mint pl. a statisztikai hipotézisek tesztelése, mikoris megfelelő mennyiségű modell tesztelésekor csupán a

véletlennek köszönhetően is első fajú statisztikai hiba követhető el: egy valóságban helyes nullhipotézist vetünk el, és az elvetésre épülő ökonometriai modellt szignifikánsnak fogadjuk el (“data snooping bias”, adat-fürkészesi torzítás). Ezeket figyelembe véve ma már sokkal inkább az úgynevezett “pszeudo-véletlenszerűség” követelménye lép a korábbi “objektív véletlenszerűség” helyébe.

**A véletlen bolyongás matematikai specifikációja.** A véletlen bolyongás esetén egy adott napi árfolyam ( $S_t$ ) az előző napi árfolyam ( $S_{t-1}$ ) és egy nulla várható értékű, állandó varianciájú normális eloszlású véletlen változó<sup>8</sup> ( $\varepsilon$ ) összege:

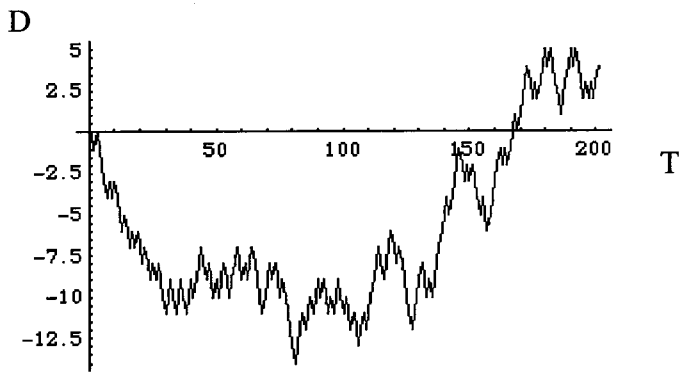
$$S_t = S_{t-1} + \varepsilon \tag{2.}$$

Látható hogy több időpontra felírva:

$$S_t = S_{t-1} + \varepsilon = S_{t-2} + \varepsilon_1 + \varepsilon_2 = \dots = S_{t-n} + \sum_{k=1}^n \varepsilon_k \tag{3.}$$

amiből látszik, hogy egy véletlen bolyongásban a véletlen tényezők aggregálódnak. A véletlen bolyongás modellje feltételezi, hogy az értékpapír-hozamok időben nem korreláltak, valamint az árfolyamok idősorának egyetlen momentumában sincs autokorreláció.

A véletlen bolyongáshoz képest enyhébb követelményeket támaszt az árfolyam-alakulással szemben a martingál-modell, amelyről az II.3. alfejezetben lesz bővebben szó.



1. ábra. Szimulált véletlen bolyongás  
 Forrás:<http://documents.wolfram.com><sup>9</sup>

D – a véletlen bolyongás (folyamat) által megtett távolság  
 T- az eltelt idő

<sup>8</sup> fehér zajnak („white noise”) is nevezik  
<sup>9</sup> A Wolfram matematikai kutatóintézet honlapja

### A véletlen bolyongás modelljének empirikus tesztelése.

Visszatérve a véletlen bolyongás előző pontban ismertetett modelljéhez, a  $S_t = S_{t-1} + \varepsilon$  sztochasztikus folyamatot (jelen esetben az árfolyam-folyamatot) akkor nevezhetjük véletlen bolyongásnak, ha az időszaki ökonometria nyelvén szólva, a folyamatban pontosan egy darab egységgyök van. Ez azt jelenti, hogy a folyamatot első rendű különbségével helyettesítve, stacioner (időben állandó varianciájú) folyamatot kapunk:

$$S_t - S_{t-1} = (1 - L)y = \varepsilon \quad (4.)$$

Ebben az egyenletben az  $L$  változót úgy hívjuk, hogy „késleltetési operátor” („lag operator”) és egész egyszerűen a változó egy időszakkal késleltetett értékeit jelöli. Minthogy a stacionaritás tételhez első (és nem magasabb rendű) különbségeket használtunk fel, ezért a véletlen bolyongásra azt mondjuk, hogy „első rendűen integrált” folyamat.

A véletlen bolyongás ökonometriai teszteléséhez úgynevezett „egységgyök-teszteket” vagy „stacionaritás-teszteket” lehet felhasználni.

**Egységgyök-tesztek.** A leginkább alkalmazott egységgyök-tesztek a Kiterjesztett Dickey-Fuller (1979) és a Phillips-Perron (PP) (1988) tesztek.

A Dickey-Fuller (DF) próba a következő első rendű autoregresszív (AR(1)) folyamatból indul ki:

$$y_t = \mu + \varphi y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (5.)$$

ahol  $\mu$  és  $\varphi$  paraméterek,  $\varepsilon_t$  pedig fehér zaj.  $Y$  pontosan akkor véletlen bolyongás (első rendűen integrált) ha  $\varphi=1$ . Amennyiben  $0 < \varphi < 1$  akkor a folyamat stacioner, ha pedig  $\varphi > 1$ , a folyamat robbanásszerű (explozív). A DF próba nullhipotézise szerint a folyamatban pontosan egy darab egységgyök van  $H_0: \varphi=1$

A Kiterjesztett Dickey Fuller („Augmented Dickey Fuller”, ADF) teszt pedig a magasabb rendű különbségeket is figyelembe veszi:

$$\Delta y_{j,t} = \mu + \varphi y_{j,t-1} + \gamma + \sum_{i=1}^p \varphi_i \Delta y_{j,t-i} + \varepsilon_t \quad (6.)$$

Az ADF teszt egyszerűen használható: A próba együttes nullhipotézise:  $\mu=0$  és  $\gamma=0$ . Amennyiben ez nem vethető el, akkor a folyamatban egyetlen egységgyök van, az árfolyam véletlen bolyongás.

A Phillips-Perron teszt nullhipotézise azonos az ADF-el, csupán egy korrekciót alkalmaz az ADF módszerhez képest a reziduális tagok autokorrelációjának kiküszöbölésére.



**Stacionaritás tesztek.** A stacionaritás tesztek abban különböznek az egységgyök-tesztektől, hogy nullhipotézisük a stacionaritás nem pedig az első fokú integráltság (fordított hipotézisrendszer). Igen gyakran alkalmazott a szerzőikről elnevezett KPSS teszt (Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, 1992), melynek próbafüggvénye:

$$KPSS = \frac{1}{T^2} \sum_t \frac{S_t^2}{\sigma_T(l)} \tag{7.}$$

ahol a T az idősor hossza,  
S<sub>t</sub> a reziduálisok (hibatagok) parciális összege,  
σ<sub>T</sub>(l) - a reziduálisok (hibatagok) becsült volatilitása

A KPSS tesztet a loghozamokra érdemes elvégezni, amennyiben ezek folyamata stacioner (nem vethető el a nullhipotézis), akkor az árfolyamok véletlen bolyongást követnek.

Amint az alábbi összehasonlító táblázatból is kiderül, előfordulhat hogy az egységgyök tesztek (ADF, PP) és a stacionaritás tesztek (KPSS) egymásnak ellentmondó eredményekhez vezetnek. Ilyenkor vagy strukturális törésekre (pl. rendszerváltás) vagy úgynevezett frakcionális integráltságra (az árfolyamok hosszú távú „emlékezetére”) lehet gyanakodni az árfolyamfolyamatban.

Hipotézisrendszerek		
ADF / PP	KPSS	
H0: S <sub>t</sub> ~ I(1) H1: S <sub>t</sub> ~ I(0)	H0: S <sub>t</sub> ~ I(0) H1: S <sub>t</sub> ~ I(1)	
A tesztek lehetséges eredménye		Az eredmények értelmezése
H0-t elvetjük	H0 – t nem vetjük el	Stacioner folyamat
H0 – t nem vetjük el	H0-t elvetjük	Egy egységgyök, véletlen bolyongás
H0-t elvetjük	H0-t elvetjük	Ellentmondás
H0 – t nem vetjük el	H0 – t nem vetjük el	Ellentmondás

1. táblázat. Az egységgyök tesztek és a stacionaritás tesztek hipotézisrendszere

**“Portmanteau” típusú tesztek**

Ahhoz, hogy a véletlen bolyongás által megkövetelt első fokú integráltságról beszéljünk, az illető idősor első rendű különbözeteinek autokorrelálatlannak kell lenni. Az árfolyam-idősorok esetében nem a különbözeteiket, hanem az árfolyamok logaritmusainak különbözeteit használjuk, ami éppen az illető értékpapír loghozama.

A leginkább használatos módszerek a parciális autokorrelációs függvények (PCF) együtthatóinak szignifikancia-vizsgálata vagy az autokorrelációs együtthatókat egyszerre tesztelő Ljung-Box statisztika (Ljung-Box(1979)). A Ljung-Box statisztika próbafüggvénye a következő:

$$Q_{LB} = T(T+2) \sum_{j=1}^K \frac{\hat{r}_j^2}{T-j} \quad (8.)$$

ahol  $T$  – az idősor hossza

$r_j$ - a  $j$ -dik autokorrelációs együttható

A  $Q$  próbafüggvény  $K$  szabadságfokú  $\chi^2$  eloszlást követ a nullhipotézis alatt.

**Varianciahányados tesztek** (Lo-McKinlay, 1988): a varianciahányados tesztek a véletlen bolyongás azon tulajdonságát aknázzák ki, mely szerint egy véletlen bolyongás varianciája egyenesen arányos a véletlen bolyongás időbeli hosszával, a véletlen bolyongás által megtett út hosszával. A varianciahányados próbafüggvénye a következő:

$$VR(T) = \frac{\sigma^2(R^T_t)}{T\sigma^2(R^1_t)} \quad (9.)$$

ahol  $VR$  - varianciahányados

$\sigma^2(R^T_t)$  - a teljes periódus hozamaiból számított variancia

$\sigma^2(R^1_t)$  - az egységnyi periódus (pl. nap) hozamaiból számított variancia

Ez az arány véletlen bolyongás esetén egyhez közeli értékeket kell felvegyen.

A fent bemutatott módszerek valamennyien paraméteres tesztelési módszerek, ami azt jelenti, hogy a próbastatisztikák valamilyen ismert (és meghatározott paraméterekkel leírható) eloszlásfüggvényhez tartanak. Vannak azonban nemparaméteres tesztjei is a bolyongásnak melyek közül a leggyakrabban alkalmazott az ún. „**runs**” (**sorozat**) **teszt** (Fama, 1965). Ennek alkalmazásakor összeszámolják átlagosan egy negatív napi hozamot követő pozitív napi hozamok számát, illetve egy pozitív napi hozamot követő negatív hozamok számát. Az egymást követő, azonos előjelű hozamok alkotnak egy sort. Véletlen bolyongás esetén természetesen ezeknek a sorozatoknak az átlagos hossza közel kell álljon egymáshoz.

A nemparaméteres tesztek alkalmazásakor azonban tekintettel kell lenni a következőkre: E tesztek kétségtelen előnye a robusztusságuk, ugyanis nem érzékenyek a kiugró értékekre („outlierekre”), ezek jelenléte nem torzítja el a tesztelés eredményét. Ugyanakkor kétségtelen hátrányuk az az információvesztés, ami abból származik, hogy a

nemparaméteres tesztek a konkrét, folytonos értékek helyett diszkrét értékekkel (pozitív értékek száma, az értékek sorszáma egy rangsorban, stb.) dolgoznak („hard clipping”<sup>10</sup> jelenség).

A **technikai elemzés** eszközeit használva közvetetten tesztelhető a gyenge formájú hatékonyság. **Alexander(1961) szűrő szabályai** óta se szeri se száma azoknak a technikai kereskedési eszközöknek (mozgóátlagok, relatív erősségi mutató, oszcillátorok, Elliott hullámok) amelyek nyereségességét tesztelik a gyenge hatékonysági forma cáfolatának reményében. Jelen dolgozat nem foglalkozik a technikai elemzéssel.

A gyenge hatékonysági forma tesztelhető továbbá ún. tőkepiaci anomáliák bizonyításával is (szezonális, hozamok reverziója, vagy éppen átlaghoz visszahúzása) amelyeket részletesebben a IV.1. fejezetben tárgyalok.

A véletlen bolyongás magyar tőkepiacon történő tesztelésének eredményeit külön alfejezet (II.1.6.) keretében ismertetem, itt csupán megemlítek néhány, magyar szerzőtől származó időseries ökonometriai munkát: Kőrösi Gábor et al (1991) „Gyakorlati ökonometria” c. könyve az időseries ökonometria kérdéseit tárgyalja. Hajdú-Pintér-Rédey-Rappai (1998) tankönyv második kötete is külön fejezetben ismerteti az időseries tanulmányozásának jellegzetességeit. Az időseries ökonometria problémáinak makrogazdasági változókra történő alkalmazására jó példa Mellár-Rappai (2001).

### **A hozamok és a volatilitás hosszú távú emlékezete**

A hosszú távú memória, emlékezés lehetősége a pénzügyi időseriesokat megelőzően, már az üzleti ciklusok vizsgálatakor megfogalmazódott. Granger (1966) különösen részletesen vizsgálta a hosszú távú ciklikusságot a gazdasági időseriesokban arra a következtetésre jutva, hogy a ciklikusság alapvető vonása ezen időseriesoknak. Mandelbrot és Wallis (1969) ugyanezt a ciklikusságot a bibliai eredetű „József-hatás” metaforájában fogalmazta meg, az analógia alapját pedig a hét szűk illetve hét bő esztendő váltakozása képezte.

A hosszú távú memória vizsgálatának másik úttörője egy hidrológus, Harold Edwin Hurst volt, aki 1951-es munkájában (Hurst, 1951) kifejlesztette az úgynevezett R/S analízis módszert a hidrológiai hozamokban tapasztalható hosszú távú ciklikusság elemzésekor.

A hosszú távú memória jelensége igen fontos következményekkel bír az empirikus pénzügyek jó néhány területén, hiszen a legtöbb főáramlatú modell olyan időseriesokat alkalmaz, amelyekről felteszi, hogy nem mutatnak hosszú távú memóriát. Csak néhányat megemlítve ezen időseriesok közül:

---

<sup>10</sup> Ez egy jelzés-elméleti (signalling theory) kifejezés, ami a kiugróan magas hang-amplitúdók „levágására” utal

- az optimális fogyasztási/megtakarítási modellekben szereplő jövedelemáramlások
- a származtatott termékek árazásánál az alaptermék árfolyamalakulása (martingál hipotézis)
- a CAPM, APT modellecsalád tesztelésekor használt hozamsorok
- a hatékony piacok illetve a racionális várakozások hipotézisének tesztelésekor használt hozamsorok

Mandelbrot (1971) volt egyike az elsőeknek, aki figyelembe vette a hosszú távú memória jelenségének lehetőségét, melyet azóta néhány empirikus kutatás is megerősített, pl. Greene és Fielitz (1977), Lo (1991). Ugyancsak Mandelbrot feltételezte, hogy a tőkepiaci hozamok sokkal inkább egy általános stabil eloszlással (melynek sajátos esetei a Levy, Pareto vagy Cauchy eloszlások) jellemezhetőek, mint a normális vagy lognormális eloszlással annál is inkább, mivel a stabil eloszlások második momentuma (varianciája) végtelen is lehet, ami meg tudja magyarázni a hozameloszlások vastag széleit (leptokurtosis). A tőkepiacok fraktál-analízisének (lásd Peters, 1994) irányába is Mandelbrot munkássága adta meg az ihletet, ám ez az irányzat a 90-es évekbeli nagy népszerűsége ellenére napjainkra véleményem szerint lecsengeni látszik. A hatékonyság kérdéskörével kapcsolatosan az esetleges kaotikus viselkedés vizsgálata annyi tanulsággal szolgált, hogy minden bizonnyal igen nagyszámú nemlineáris összefüggés eredőjéből fakad a véletlenszerű jelleg.

### **A hosszú távú memória modelljei, specifikációi:**

Egyes szerzők sztochasztikus idősor-modelleket fejlesztettek ki pl. ARFIMA<sup>11</sup> (Granger, 1980) vagy FIGARCH<sup>12</sup> (Baillie et al, 1996). Ezeket a modelleket a II.1.2. alfejezetben bemutatott egységgyök tesztek és integráltság irányából lehet közelíteni, ugyanis az említett modellek kimutatták, hogy amennyiben az integráció foka nem természetes szám (nem egy, két, stb. darab egységgyök van a folyamatban) hanem bármilyen valós értékeket is megengedünk számára (frakcionális integráltság), akkor a folyamat hosszú távú memóriával rendelkezik, a folyamatba beépülő innovációk (sokkok) hatása igen tartós.

Ilyenkor a következőképpen mutat az elemzett idősorokból képzett differencia sor:

$$(1 - L)^d X_t = \varepsilon_t \quad (10.)$$

<sup>11</sup> Autoregressive Fractionally Integrated Moving Average

<sup>12</sup> Fractionally Integrated Generalised Autoregressive Conditional Heteroskedasticity

Itt a „d” kitevő arra utal, hogy „d”-szer végeztünk késleltetést. A frakcionális differenciálás modellje szerint a bal oldali kifejezést Newton binomiális tétele szerint felbontva

$$(1 - L)^d = \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k C_d^k L^k \quad (11.)$$

Amiből

$$(1 - L)^d X_t = \sum_{k=0}^{\infty} (-1)^k C_d^k L^k X_t = \varepsilon_t \quad (12.)$$

Minthogy tört értékekről is szó van ezért a kombinációban a faktoriális helyét átveszi a gammafüggvény<sup>13</sup> segítségével történő reprezentáció:

$$(-1)^k C_d^k = \frac{\Gamma(k - d)}{\Gamma(-d)\Gamma(k + 1)} \quad (13.)$$

A frakcionális integráltság igen érdekes tulajdonság: kimutatott (Hosking, 1981) hogy az  $X_t$  idősor stacioner és invertálható amennyiben  $d \in \left(-\frac{1}{2}, \frac{1}{2}\right)$  azonban sajátos függőséget mutat, amely pozitív vagy negatív, aszerint hogy  $d$  milyen előjelű, vagyis az  $X_t$  autokorrelációs együtthatói azonos előjelűek-e  $d$ -vel vagy sem?

A frakcionális integráltság jelei, tesztelése egységgyök-tesztek illetve stacionaritás tesztek segítségével történik: amennyiben például a Dickey - Fuller és a KPSS-teszt egymásnak ellentmond, akkor alaposan gyanakodhatunk a frakcionális integráltságra. Ez a tulajdonság a nemlineáris függőség egy esete, azt mutatja, hogy nem teljesen véletlenszerű az adatsor, amivel dolgozunk. Ilyen esetben gyanakodhatunk arra, hogy pl. az árfolyamfolyamatot érő hirtelen hatások (pl. kamatvágás) hatása igen tartós lesz vagy akár arra is, hogy strukturális töréssel (pl. a tőkepiaci szabályozás megváltozása) van dolgunk. Jellegzetesen ateoretikus információt szolgáltat abban az értelemben, hogy a modellező keveset tud mondani az integráltság mögött meghúzódó makrogazdasági vagy tőkepiaci okokról.

---

<sup>13</sup> A gammafüggvény általános definíciója:  $\Gamma(z) = \int_0^{\infty} t^{z-1} e^{-t} dt$  és azzal a tulajdonsággal rendelkezik, hogy  $\Gamma(z+1) = z\Gamma(z)$  tehát a gammafüggvény a faktoriális általánosításának tekinthető valós illetve komplex számokra

## Spektrálanalízis alapú megközelítés (Granger (1966))

A spektrálanalízis célja szabályszerű, konkrétan ciklikus összetevők keresése egy adott idősorban. A ciklikus összetevőkre a legalkalmasabb reprezentációt a sin és cos trigonometrikus függvények jelentik, hiszen ezek mindenütt folytonosak és deriválhatóak.

$$r_t = a_0 + \sum_k [a_k \cos(\lambda_k t) + b_k \sin(\lambda_k t)] \quad (14.)$$

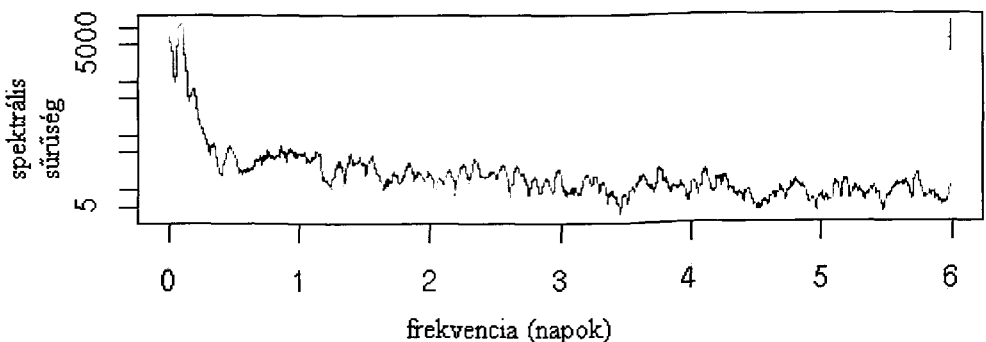
ahol  $r_t$  a  $t$  időszak hozama

$a_k, b_k$  – együtthatók

$\lambda_k$  - frekvencia

A spektrálanalízis eredményei igen szemléletesek abban az értelemben, hogy az úgynevezett „periodogramm” kimutatja, hogy az egyes időtávoknak (periódusoknak) mekkora súlya, magyarázó ereje van a jelenlegi adat (hozam, volatilitás) tekintetében? Általában ezek a periodogrammok a hosszú távú memória hiányában az igen közelmúltat képviselő időszakoktól a távolabbiakig exponenciálisan csökkennek (lecsengenek). Hosszú távú memória és frakcionális integráltság esetén azonban távolabbi csúcsok is megjelennek a periodogrammban.

Habár a rövid és hosszú távú függőség közötti különbségtétel nem eléggé éles, az erősen függő idősorok nagyon erősen eltérnek a gyengén függőktől, melyet jól mutatnak a spektrális sűrűségekben rejlő eltérések, valamint grafikusan jól látható ciklikus minták jellemzik, amelyeket igen nehéz leválasztani a trendektől. A 2. ábra egy jellegzetes mintázatú periodogrammot szemléltet, ahol a legnagyobb befolyással az alacsony frekvenciás (heti, havi) adatok bírnak.



2. ábra. Példa spektrális periodogrammra.

Forrás: [www.zoonek2.free.fr](http://www.zoonek2.free.fr)

Ugyancsak a spektrálanalízis módszereivel dolgozik a Geweke-Porter-Hudak (1983) teszt is, melynek előnye, hogy explicite megadja az integráltság megbecsült (jellemzően törtértékű) fokát is.

A spektrálanalízis módszereit magyar nyelven ismerteti Pintér József (Pintér, 2007), aki konkrét példákkal, a Budapesti Közlekedési Vállalat villamosenergia-fogyasztásának valamint a magyarországi fogyasztói árindexnek a modellezésén keresztül mutatja be a spektrumok felhasználását.

### R/S (újraskálázott variancia, „rescaled range”) analízis

Az R/S statisztika nem más, mint egy idősor várható értéktől való eltéréseinek parciális összege osztva a sztenderd hibával (újraskálázott variancia, „rescaled range”). Ha  $X_n$ -el jelöljük az idősort,  $\bar{X}_n$  - el pedig annak a várható értékét, akkor a  $Q_n$ -el jelölt klasszikus R/S statisztika (próbafüggvény) a következő:

$$\tilde{Q}_n = \frac{1}{S_n} \left[ \max_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) - \min_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n) \right] \quad (15.)$$

$$\text{ahol } S_n = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{j=1}^k (X_j - \bar{X}_n)^2} \quad (16.)$$

A véletlen bolyongás (Brown mozgás) alapvető tulajdonsága, hogy  $R = k\sqrt{T}$  ahol  $R$  a bolyongás által megtett távolság,  $k$  – arányossági tényező és  $T$  – az eltelt idő.

Ahogy azt a variancia-hányados tesztek esetében is láttuk, amennyiben a folyamat eltávolodik a véletlen bolyongástól, akkor a hozamok varianciája (jelen esetben az újraskálázott variancia, R/S) nem arányos az idővel. Ekkor Hurst (1951) azt javasolta, hogy a 0,5-es hatványkitevő helyett általánosabb értékekkel kell számolni. Így egy általános sztochasztikus folyamatra érvényes hogy:

$$R/S = k * T^H \quad (17.)$$

ahol R/S az újraskálázott variancia,  $T$  az eltelt idő,  $k$  az arányossági tényező,  $H$  pedig az úgynevezett „Hurst kitevő”.

Ebben a specifikációban általában loglineáris formában történik a modell együtthatóinak becslése:

$$\ln(R/S) = \ln k + H * \ln T + \varepsilon \quad (18.)$$

ahol  $\varepsilon$  a regressziós hibateg.

A legfontosabb a  $H$  kitevő által felvehető értékek intervallumainak értelmezése:



$H = 0.5$  esetén **függetlenségről** beszélünk. Az elemzett idősor (legyen az hozam vagy volatilitás) véletlen bolyongás ("brown noise", barna zaj). Ilyenkor az elemzett tőkepiac legalábbis gyenge értelemben hatékony.

$0 \leq H < 0.5$  esetén nemlineáris függésről beszélünk. Az elemzett idősor (legyen az hozam vagy volatilitás) **antiperzisztens** idősor ("pink noise", rózsaszínű zaj). Ilyenkor az elemzett tőkepiac minden bizonnyal nem hatékony, negatív autokorrelációk, átlaghoz visszahúzás jellemzik, a negatív hozamokat pozitívak, a pozitívokat pedig negatívak követik.

$0.5 \leq H \leq 1$  esetén szintén nemlineáris függésről beszélünk, az elemzett idősor (legyen az hozam vagy volatilitás) **perzisztens** idősor ("black noise", fekete zaj). Ilyenkor az elemzett tőkepiac minden bizonnyal nem hatékony, pozitív autokorrelációk jellemzik, a negatív hozamokat további negatívak, a pozitívokat pedig továbbra is pozitívak követik. Az ilyenfajta idősorra azt mondjuk, hogy robbanásszerű a viselkedése, az idősort érő bármely innováció, vagy sokk nemcsak hogy nem cseng le, hanem az idő múlásával még erősödik is. A tőkepiacok általában egy tőzsdekrach beálltával kerülnek ilyenfajta perzisztens állapotba.

### II.1.3. A közepes és erős formájú hatékonyság empirikus tesztelése.

A közepes hatékonyság tesztelése általában eseménytanulmányok segítségével történik. Eseménytanulmány esetén egy úgynevezett eseményablakot választunk ki, amely egy hozamokat meghatározó bejelentés (osztalék, felvásárlás, részvényfelaprózás stb.) előtti illetve utáni időszakot (átlagosan néhány hét) tartalmazza. A piac akkor hatékony közepes formában, ha az eseményt követő időszakban nem lépnek fel szignifikáns abnormális hozamok. De mit is tekinthetünk abnormális hozamnak? Erre az eseménytanulmányok klasszikus elmélete három tesztelési válaszlehetőséget is adott (lásd Campbell et. al, 1997):

#### 1. Historikus átlagos hozam:

$$AR_{jt} = r_{jt} - \overline{r_{jt-1}} \quad (19.)$$

Abnormális az a hozam, amely meghaladja az előző periódus átlaghozamát (a historikus átlaghozamot)

#### 2. Piaci átlag modellje:

$$AR_j = r_j - r_M \quad (20.)$$

Abnormális az a hozam, amely meghaladja a piaci portfólió (piaci index) átlaghozamát

#### 3. CAPM alapú megközelítés:

$$AR_j = r_j - (r_f + \beta_j(r_M - r_f)) \quad (21.)$$

Abnormális az a hozam, amely meghaladja a piaci portfólió (piaci index) hozamát a szisztematikus kockázati prémiumnál nagyobb mértékben.

A fenti egyenlőségekben az  $AR_{jt}$  a  $j$  értékpapír  $t$  időszakban regisztrált abnormális hozamát,  $r_{jt}$  a tényleges hozamát,  $r_{jt-1}$  az előző időszakban felvett átlaghozamát,  $r_m$  a piaci index hozamát,  $r_f$  a kockázatmentes hozamot és végül  $\beta$  az illető értékpapír szisztematikus kockázati együtthatóját jelöli.

Anélkül, hogy elmélyülnénk az eseménytanulmányok világában, mégis néhány módszertani aspektusra ki kell térni: az eseménytanulmányok szokásos menete a következő: a kutatók a mérvadó médiában korábban nyilvánosságra hozott híreket (eseményeket) gyűjtenek, jellemzően több százas nagyságrendben. Ezután az eseményeket tipikusan 10 csoportba sorolják a “nagyon jó hírek”-től (10) egészen a “nagyon rossz hírek”-ig (1). Az egyes eseményekhez tartozó részvényeknek meghatározzák az esemény körüli abnormális hozamait.

Az újabb keletű eseménytanulmányok az abnormális hozamok esetén az úgynevezett bid-ask marzs (ajánlati rés) hatására is kiterjednek, tehát az eladási és vételi ajánlatok közötti eltérésekre.

Az eseménytanulmányok között többféle szempontból is különbséget lehet tenni. Megkísérellek egy rövid, saját rendszerezését e tanulmányoknak. A feldolgozott árfolyam-és hozam adatok gyakorisága szerint beszélhetünk:

- nagyfrekvenciás eseménytanulmányokról: rövidebb eseményablakkal (néhány óras ablaktól kezdődően) rendelkező tanulmányok, amelyek azonban nagy gyakoriságú (percről percre) árfolyammozgásokat vizsgálnak.
- kisfrekvenciás eseménytanulmányokról: hosszabb eseményablakkal rendelkeznek (több év is lehet), ritkább gyakoriságú, napi záróárfolyamokat használnak.

Aszerint hogy az új információk pénzügyi-gazdasági jellegűek vagy pedig valamilyen gazdaságon kívüli eseményhez, hírhez kapcsolódnak:

- gazdasági-pénzügyi események hatásának vizsgálata. A legtöbb, klasszikus eseménytanulmány ide sorolható.
- valóban (kétség kívül) véletlen események hatásának vizsgálata. Ide tartozik Brooks et al (2003) is, akik 1989 és 2002 között vizsgálták összesen 21 darab katasztrofális, de legalábbis tragikus bejelentés (repülőgép szerencsétlenségektől vezérigazgató halálesetektől) hatását nagyfrekvenciás bontásban. A tanulmány rendkívül gyors, azaz

hatékony információ-beépülést mért: átlagosan 3 percre volt szükség az abnormális hozamok „felszívódásához” kereskedési időn belül, ha pedig kereskedési időn kívül történt az esemény, akkor a nyitás utáni egy perc is elegendő volt a beépüléshez.

Aszerint, hogy mi képezi az esemény alapját, beszélhetünk:

- vállalati bejelentések hatás-vizsgálatáról
- kiugróan abnormális árfolyammozgások hatás-vizsgálatáról. Andor et al. (2003) tanulmánya ebben a kontextusban a kiugróan magas záróárfolyamok utáni árfolyammozgást vizsgálja. A szerzők itt is gyors beépülést, közepes hatékonyságot dokumentálnak kevés túlreagálási hajlammal.
- egyéb bejelentések hatás-vizsgálatáról

A közepes hatékonyság tesztelését közvetett módon is lehet végezni, a különböző anomáliák és a rájuk épülő fundamentális befektetési stratégiák nyereségességének elemzésével. Ide tartoznak az érték alapú, alulárázott értékpapírokat kereső aktív kereskedési technikák („stock selection”), amelyek az alacsony P/E arány, a könyv szerinti és piaci értékek aránya, stb. alapján hoznak döntést (vö. IV.2.1. alfejezet).

Az erős hatékonysági forma empirikus tesztelésekor a közvetlen tesztelési módszer az lenne, hogy vizsgáljuk a bennfentes információk hatékony kiaknázásának lehetőségét. Ezen első megközelítés mellett még legalább két további is van, konkrétan:

- a tőkepiaci szakemberek előrejelző képességének vizsgálata
- az intézményes befektetők által menedzselt portfóliók teljesítménymutatóinak vizsgálata

A legutóbbi megközelítés egyfajta túlzott leegyszerűsítésnek tekinthető, hiszen azt feltételezi, hogy az intézményes befektetők szignifikánsan gyakrabban jutnak bennfentes információkhoz, vagy legalábbis szignifikánsan előnyösebben használják ki azokat. Bár valójában sokszor megállja a helyét ez a feltételezés, véleményem szerint tudományosan nem bizonyított.

Ezen a ponton szólni kell az úgynevezett aktív befektetési vagy portfólió-kezelési stratégiáról, amely akkor produkál szignifikáns nyereségeket, ha sikerül tartósan és rendszeresen a piaci átlaghozamnál magasabb hozamot elérni a megfelelő szaktudással menedzselt portfóliókon („to beat the market”, legyőzni a piacot). A stratégia konkrét eszközei (értékpapír-szelekció, piaci időzítés, stb.) mindig valamilyenfajta hatékonyság-hiány kiaknázására összpontosítanak, és ennek megfelelően a stratégia sikeressége ellentmond az erős, közepes vagy gyenge hatékonysági formának. Az aktív portfóliók abnormális

teljesítményét általában olyan eszközökkel mérik, amelyek a CAPM modell szisztematikus-nem szisztematikus kockázat dichotómiájára épülnek:

A Sharpe mutató (Sharpe, 1966):

$$S = \frac{r_j - r_m}{\sigma_j} \quad (22.)$$

ami nem más, mint az aktív (j-dik) portfólió teljes kockázatára ( $\sigma_j$ ) jutó többletmegtérülés ( $r_j - r_m$ ).

A Treynor mutató (Treynor, 1965):

$$S = \frac{r_j - r_m}{\beta_j} \quad (23.)$$

ami nem más, mint az aktív portfólió szisztematikus kockázatára ( $\beta_j$ ) jutó többletmegtérülés ( $r_j - r_m$ ).

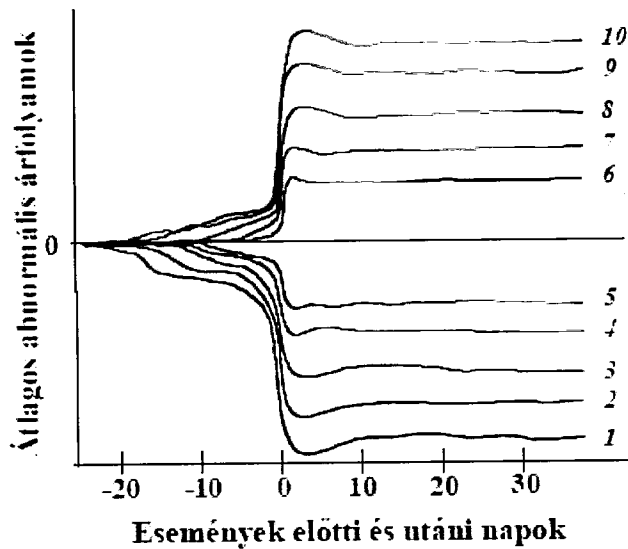
A Jensen mutató (Jensen, 1968):

$$\alpha_j = r_j - (r_f + \beta_j(r_M - r_f)) \quad (24.)$$

ami nem más, mint az a hozam, amely a piaci portfólió (piaci index) hozamát a szisztematikus kockázati prémiumnál nagyobb mértékben meghaladja. Megfigyelhető, hogy ez nem más, mint az előző oldalon ismertetett, CAPM szerinti, kockázattal korrigált abnormális hozam.

Az erős hatékonysági forma vizsgálatának egy másik gyakori módszere, hogy összehasonlítják egy adott részvényhez kapcsolódó vállalat alkalmazottainak e részvénnel való kereskedésének átlagos hozamait a nem alkalmazottak, "külső részvényesek" hozamaival. Az ilyen vizsgálatok eredményei általában a vállalatnál dolgozók szerény mértékű többlethozamáról számolnak be (Andor, 2008).

A közepes szint vizsgálata kapcsán már említett eseménytanulmányokat az erős szint tesztelésére is fel lehet használni amennyiben nem csupán az esemény utáni, hanem az esemény előtti abnormális hozamokat is górcső alá vesszük. A 3. ábra egy gyakran előforduló eredményt mutat, amely szerint az esemény bejelentésének pillanatában bekövetkezett nagymértékű árfolyammozgást és az ezzel járó abnormális hozamot már a bejelentés előtti időszakban bizonyos, jóllehet kisebb mértékű árfolyammozgások előzik meg, amit általában a bennfentes információk birtokában történő kereskedés jeleként ítélnek meg.



3. ábra. Erős hatékonysági szintnek ellentmondó eseményvizsgálat abnormalis árfolyamai  
Forrás: Andor (2008)

A 2. táblázat átfogó képet ad a hatékonyság tesztelésének közvetlen és közvetett módjairól, a különböző módszertani megközelítések igencsak összetett rendszeréről. Természetesen más taxonómiák is elképzelhetők és léteznek is (pl. Campbell et al. (1997), Todea (2005)), sokszor nem is lehet ilyen élesen szétválasztani az egyes módszertani eszközöket, mégis úgy gondolom, hogy a 2. táblázat igen fontos támpontot jelenthet mindazon kutatóknak, akik a tőkepiaci hatékonyság témája iránt érdeklődnek.

Gyenge hatékonysági forma tesztjei			Közepes hatékonysági forma tesztjei		Erős hatékonysági forma tesztjei	
1. Hozam/volatilitás függetlenségének közvetlen tesztelése	Egységgyök tesztek		1. Érték alapú anomáliák tesztelése	Méretprémium(kisvállalat hatás)	1. A piac túlteljesítésének lehetősége	
	Stacionaritás tesztek			Alacsony P/E hatás	2. Bennfentes kereskedések vizsgálata	
	Portmanteau típusú autokorrelációs tesztek			Volatilitástöbblet a fundamentumokhoz (osztalék) képest	3. Intézményes portfóliók teljesítménye	
	Variancia-hányados teszt			Osztalékrejtély	4. Aktív teljesítménymutatók (csak abban az esetben, ha a többlet teljesítmény a bennfentes információk kiaknázásából származik):	
	Runs (sorozat) típusú nemparaméteres teszt			Value Line rejtély		
2. Technikai elemzés tesztjei (közvetett tesztelés)	Nemlineáris tesztek		2. Esemény-tanulmányok	Részvénytprémium rejtély („equity premium puzzle”)	- Sharpe - Jensen - Treynor	
	GARCH modellcsalád R/S statisztika Spektrálanalízis BDS teszt			Abnormális hozamok tesztjei		
	Alexander-féle szűrők			Volatilitás-anomáliák az eseményablakban		
	Mozgóátlag stratégiák nyereségessége			Az esemény információs entrópiája		
3. Anomália tesztek (közvetett tesztelés)	Egyéb technikai stratégiák (RSI, Elliot hullámok) nyereségessége					
	Szezonális anomáliák: január-hatás, hétfőge hatás Reverzión és lendület (túlreagálás) tesztek					

2. Táblázat: A tőkepiaci hatékonyság tesztelésének módszertani kategorizálása.  
 Forrás: saját rendszerezés

#### **II.1.4. A hatékonyság és a véletlen bolyongás tesztelése a fejlett tőkepiacokon**

Az elméleti felvezetésben már számos olyan munkáról szót ejtettem, ami az előrejelezhetetlenség és hatékonyság fogalmainak kialakulásához vezetett, korai tesztelését jelentette. Most az elmélet meghonosodása utáni irodalomról lesz szó.

Az elmélet egyik legfőbb szószólója Fama mellett Burton Malkiel, akinek sok kiadást megért „Bolyongás a Wall Street-en” („A random walk down Wall Street”, Malkiel (1992)) c. könyve több empirikus vizsgálattal is alátámasztja az amerikai tőkepiac hatékonyságát.

Fama (1965) 30 értékpapír hozamait elemzi 1957-1962 között paraméteres autokorrelációs és nemparaméteres sorozat-tesztek segítségével. Az általa számított autokorrelációs együtthatók igen kicsik, a sorozatok közötti eltérés sem szignifikáns, a piac legalábbis gyenge értelemben hatékonnak tűnik.

Lo-McKinlay (1988) variancia-hányados teszteket alkalmaz, és Malkiel-al szemben a nem-véletlenszerűség mellett tör lándzsát (ökonometria témákat összesítő könyvük címe: Nem-véletlen bolyongás a Wall-Streeten, „A non-random walk down Wall Street”). A szerzők a NYSE (New York Stock Exchange) és az AMEX (American Stock Exchange) tőzsdéken jegyzett értékpapírok heti hozamait vizsgálták 1962-1985 között, megállapítva, hogy a véletlen bolyongás hipotézise elutasítható. A portfólió szintű vizsgálatokkal ellentétben, az egyéni értékpapírok és különösen az alacsony kapitalizációjú papírok esetén negatív autokorreláció mutatható ki, melyet a szerzők részben a gyenge kereskedés hatásának tudnak be.

Poterba és Summers (1988) eredményei szerint létezik az árfolyamoknak egy átlaghoz visszahúzó („mean reverting”) komponense, amely csupán hosszabb távon válik jelentőssé.

A '90-es évek során növekvő számban jelentek meg olyan empirikus tanulmányok, amelyek előrejelzési módokat dokumentáltak az USA piacain. Fama és French (1992) azt találja, hogy a hozamok autokorrelációja negatívvá válik 2 éves időhorizonton, minimális értékeket vesz fel 3-5 éves időhorizonton, majd hosszabb periódusokra ismét nulla felé közelednek az autokorrelációs együtthatók (U alakú autokorrelációs függvények). Campbell (1991) egy olyan variancia-lebontást alkalmaz, amelyből kiderül, hogy a részvényárfolyamok varianciájának nagy része a jövőbeli várt hozamról és nem a jövőben várt osztalékról nyújt információkat.



Az európai piacokon Galesne (1974) alkalmazza az Alexander – féle szűrő-tesztet a párizsi tőzsde értékpapírait 1957 és 1971 között, de arra jut, hogy ez a stratégia nem volt nyereségesen kiaknázható. Brock et al. (1992) a mozgóátlagok és a támasz-ellenállás vonalak technikáit teszteli 1897 és 1986 közötti napi index-adatokra. Az általuk alkalmazott modernebb „bootstrapping” módszertan<sup>14</sup> szerint jelentős nemlineáris függőség van a hozamokban, ami gazdaságilag ki is aknázható.

Összesen 26 technikai elemzési módszert tesztel Sullivan et al. (1999) akik az 1986 utáni adatok feldolgozása után megerősítik Brock et al (1992) következtetéseit.

A kaotikus viselkedés fejlett tőkepiacokon történő tesztelésére sokat hivatkozott forrás Edgar Peters (1994), aki az amerikai piacon az S&P 500 index nagyfrekvenciás hozamadataival (3 perces felbontású hozamok) 1989 – 1992 közötti időszakra végzett számításokat. A legfontosabb eredménye a Hurst kitevőre vonatkozó becslés, amire aggregáltan 0,63-as értéket kapott (perzisztens adatsor, erős autokorreláció).

Az empirikus elemzések dinamikáját tekintve, megállapítható, hogy a korai, egyszerűbb tesztelések (pl. szűrő-technika) általában megerősítették a tőkepiaci hatékonyság gyenge formáját, ám a későbbi összetettebb technikák (bootstrap, nemlineáris modellezés, neurális hálók, fuzzy módszertan) némiképp megerősítették a technikai elemzés létjogosultságát is.

A közepes hatékonyságot tesztelő eseménytanulmányok sorát Ball és Brown (1968) indítja. A szerzők 261 amerikai tőzsdei vállalat 261 bejelentésének hatását tanulmányozták, megkülönböztetve „pozitív” és „negatív” jellegű bejelentéseket. Eredményeik szerint a piac igen hamar, a bejelentés előtt legalább egy hónappal már helyesen becsülte meg az elkövetkező bejelentést, az információkat pedig beépítette az árfolyamba (közepes hatékonyság megerősítése).

Egy másik sokat hivatkozott tanulmány a Fama et. al (1969) cikk, amelyben elsőként alkalmazzák a CAPM piaci modelljét az abnormális hozamok kiszámításában. E cikkre gyakran hivatkoznak a szerzőik kezdőbetűivel (Fama-Fisher-Jensen-Roll, FFJR). A szerzők 940 részvényfelaprózás hatását elemzik a NYSE-en 1927-1959 között. A munkahipotézis az, hogy ellentétben egy tökéletesen hatékony piaccal, ahol a részvényfelaprózásnak semmilyen hatása nincs az árfolyamra és a hozamra, egy reális piacon a részvényfelaprózást a jövőbeli osztalékáramokra vonatkozó pozitív várakozás jelzéseként értelmezik a befektetők. 20 hónapos, szimmetrikus szerkezetű eseményablakot használva, kimutatják a felaprózási

---

<sup>14</sup> Ilyenkor sokszor ismételt „visszatevéses” mintavétel történik, az így kapott empirikus eloszlásfüggvény képezi a paraméterbecslés alapját

információ hatékony beépülését az árfolyamokba. Az FFJR modellt ért gyakori kritikák ellenére (túl hosszú eseményablak, a havi hozamok és a bejelentések közötti szinkronhiány), e két tanulmány számos további munkához adott ihletet, melyek közül csak a legfontosabbakat emelem ki.

A kutatók egy jelentős csoportja az osztalék-bejelentések hatékonysági vizsgálatát tűzi ki célként.

A jelzés-elméletek hívei (Bhattacharya (1979), Rodriguez (1992)) úgy gondolják, hogy az osztalék-bejelentéseket és a vállalati osztalékpolitikát érték-közvetítőként lehet felhasználni, ugyanis a növekvő osztalék az optimista perspektívákról közvetít üzenetet. Az osztalék jelzésként történő felhasználása azt mutatja, hogy a különböző jelzési eszközök nem tökéletes helyettesítők (Asquith és Mullins, 1986).

Patell és Wolfson (1984) nem az osztalék-, hanem a nyereség-bejelentéseket vizsgálják napon belüli („intraday”) adatokon. Eredményeik szerint csupán a bejelentést követő első félórán belül a hírről alapozott vásárlási stratégia, ami félig-meddig megerősíti a piac közepes hatékonyságát.

A kutatók egy másik csoportja a tőkeszerkezet megváltoztatásának hatásait méri fel a hozamokra. Keown és Pinkerton (1981) a szándékolt vállalatfelvásárlások bejelentéseit elemzi, mint releváns eseményeket egy 150 napos aszimmetrikus eseményablakban. Eredményeik a közepes hatékonysági forma megerősítését szolgálják.

Alapvetőnek számít Myers és Majluf (1984) munkája is, amelyben az amerikai tőkepiacon kimutatják, hogy a tőkeemelés az árfolyamok drasztikus esését okozza. Asquith és Mullins (1986) megerősíti ezeket az eredményeket, szerintük általánosságban 3%-os árfolyamcsökkenést okoz a tőkeemelés bejelentése. A francia piacon Hamon és Jaquillat (1992) erősítik meg ezeket az eredményeket.

Bedő-Rappai (2006) eseménytanulmányok segítségével vizsgálják az amerikai piac közepes hatékonyságát az információs entrópia módszertanának kiaknázásával az 1992-2005 időszakban. A különböző nyereség-bejelentések meglepetésszintje között disztinkválva a szerzők azt találják, hogy ezek a bejelentések megmagyarázzák az abnormális hozamok alakulását, vagyis az EPS („Earnings per share”) és ROE („Return on equity”) mutatóknak jelzésértéke van.

Az erős hatékonyságot a bennfentes információ és a szakértők többletteljesítményén keresztül tesztelik. A bennfentes kereskedés tekintetében Brennan és Kraus (1987) az „official summary of insider trading” („A bennfentes kereskedés hivatalos összesítése”) adatbázisait fűrkészve megerősíti a bennfentes kereskedés nyereségességét, és ezáltal az erős hatékonysági

forma érvénytelenítését. Meulbroek (1992) szerint ellenkezőleg, éppen a bennfentes kereskedők tevékenységének köszönhetően következik be a „helyes beárazódás”, jelenlétükkel közelítik a piacot az erős hatékonyság felé.

Az európai tanulmányok között Guyvarc'h (1996)-t emelném ki, aki 1986-1994 között vizsgálja a francia piacot. Többféle módszertant is felhasználva jelentős abnormális hozamokat mutat ki azokon a napokon, amikor a bennfentesek bizonyítottan kereskedtek.

Ugyancsak az erős hatékonyságot teszteli Malkiel (1995) amerikai nyíltvégű alapok Jensen-féle alfa mutatóinak vizsgálatával melyeket az 1972-1991 időszakra számolt. A panel adatsor eloszlása, ha nem is teljesen normális, de mindenképpen szignifikánsan szimmetrikus, átlagban egyetlen nyíltvégű alapnak sem sikerült tartósan „legyőzni” a piacot, a hatékonyság erős formája teljesült.

Habár időben korábban jelent meg, Elton et al.(1993) tanulmánya módszertanilag fejlettebb a Malkiel által alkalmazottnál, hiszen a Jensen-féle alfákat korrigálja a vállalatméret és a kamatlábváltozások irányából is. Eredményeik azonban hasonlóak, az alfa értékek általában enyhén negatívak, de statisztikailag nem szignifikánsak, és a piac erős értelemben hatékony.

Carhart (1997) ezzel szemben jócskán talál konzisztensen magas megtérüléseket (Jensen-féle alfákat) produkáló alapokat, azonban ezek az alapok és menedzsereik nagyobb információ-beszerzési és feldolgozási költségekkel is számolhattak. Ez az eredmény konzisztens a Grossmann-Stiglitz (1980)-féle „nem tökéletesen hatékony piacok” hipotézisével.

### **II.1.5. A hatékonyság és a véletlen bolyongás tesztelése a feltörekvő tőkepiacokon**

A feltörekvő piacokon végzett hatékonyság- és véletlen bolyongás tesztek kezdetben a latin-amerikai és ázsiai piacokat tanulmányozták, később a '90-es években a kelet-európai tőzsdék (újra)nyílásával az elemzések ezekre a piacokra is kiterjedtek. A továbbiakban ezeken a piacokon készült tanulmányok szelektív ismertetésén van a hangsúly, a magyarországi tőkepiacon végzett vizsgálatoknak a következő alfejezetet szentelem.

Az egyik legkorábbi tanulmány Errunza és Losq (1985), akik tíz feltörekvő piacot elemezve utasítják el a gyenge hatékonyságot, havi hozamokat vizsgálva. Urrutia (1995) eredményei szerint a brazil, argentin, chilei és mexikói piacokon az árfolyamok nem követnek véletlen bolyongást.

Huang (1995) 1988-1992 közötti időszakot vizsgálva elutasítja a véletlen bolyongás hipotézisét Dél-Korea, Malajézia, Hong Kong, Szingapúr, és Tajván esetében.

Worthington et al. (2003) tanulmánya fejlett és feltörekvő piacokat egyszerre vesz górcső alá. Magyarország esetében elfogadja a véletlen bolyongást, míg Csehország, Lengyelország és Oroszország esetében elveti.

Az eddig említett teszteleseknek fontos közös jellemzője, hogy az általuk feltárt autokorreláció, lineáris és nemlineáris függőség sokszor mesterséges, az általuk alkalmazott módszertan (elsősorban variancia-hányados tesztek) megtévesztő autokorrelációkat eredményez a gyenge kereskedés következtében.

A kutatások egy másik vonala igyekszik kiküszöbölni a gyenge kereskedés okozta torzításokat. Abraham et al. (2002) Szaúd-Arábia, Kuwait és Bahrein tőzsdeindexeit vizsgálva korrekciókat végeznek a gyenge kereskedés tekintetében és Szaúd Arábia és Bahrein esetén igazolódik a véletlen bolyongás.

Egy harmadik irányzat különösen a közép-kelet európai piacok tekintetében figyelembe veszi a strukturális váltásokat és a fokozatos pénzügyi liberalizációt, integrációt ezért a hatékonyságot dinamikában próbálja megragadni. Zalewska és Hall (1999) megadnak egy olyan, piaci hatékonyság - növekedést specifikáló heteroszkedasztikus modellt, melynek paramétereit nem hagyományos legkisebb négyzetek módszerével vagy maximum likelihood becsléssel, hanem úgynevezett Kálmán szűrő segítségével becslik.

Emerson et al.(1996) a bolgár piacon, Zalewska és Hall (2000) a magyar piacon, Hall és Urga (2002) az orosz piacon igazolják a hatékonyság növekedését.

Gilmore - McManus (2001) Csehország, Lengyelország és Magyarország tőkepiacain elemzi a gyenge formájú hatékonyság kérdését. A szerzők nem a tőzsdeindexeket, hanem a Nemzetközi Pénzügyi Társaság (IFC) által kidolgozott indexeket („Investable and Comprehensive indexes”) használják fel 1995 és 2000 között, heti hozamokat felhasználva. Az autokorrelációs vizsgálatok és az egységgyök tesztek a véletlen bolyongást mutatták ki ezeken a piacokon. Ellenben a variancia-hányados teszt eredményei nem minden esetben tudják ezt megerősíteni.

Kahler (2001) átfogó elemzést ad hat feltörekvő tőkepiac információs hatékonyságáról, a londoni FTSE 100 indexet használva viszonyítási alapként (benchmark-ként). Lengyelország, Magyarország, Csehország, Szlovákia, Szlovénia, Észtország és Oroszország tőkepiaci indexeinek napi záróárait felhasználva az illető indexek bevezetése és 1998 vége közötti időszakban végzi számításait, és a következőket állapítja meg:

- szignifikáns első rendű autokorreláció mutatható ki az indexekben

- ARMA<sup>15</sup> típusú idősormodellek átlagosan az indexhozamok 16%-át magyarázzák, ami szignifikánsan nagyobb, mint a FTSE esetében tapasztalt 1%. A szerző ebből azt a következtetést vonja le, hogy az elemzett feltörekvő piacokon tere van a technikai elemzésnek.

Todea (2005) többféle módszerrel is teszteli a romániai tőkepiac hatékonyságát. A vizsgálat 10 értékpapíron és a BET tőzsdeindexen történt autokorrelációs tesztek, variancia-hányados tesztek valamint heteroszkedasztikus (GARCH (1,1)) modellek segítségével és a következőket állapítja meg:

- jelentős autokorrelációk tapasztalhatók a napi és heti hozamokban ám ezek időben nem állandóak, nem lehet aktív kereskedési stratégiákat alapozni rájuk.
- A gyenge kereskedés kiszűrésére alkalmazott korrekciók alkalmazása után az autokorrelációk jelentős része megszűnik
- A heteroszkedasztikus modell jelentős nemlineáris függőséget mutat (a hozamok varianciájában autokorreláció figyelhető meg)

Dima et al (2006) ugyancsak nemlineáris specifikációt alkalmazva (ARMAX-GARCH modellezés) az 1997-2004 időszakra, arra a következtetésre jutnak, hogy nem lehet egyértelműen bizonyítani a bukaresti tőzsde hatékonyságát, bár dinamikájában közelít a hatékonyság felé.

A romániai piacon Codirlasu (2000) a Hurst kitevő tekintetében végez számításokat a BET indexen 1997-2000 közötti napi hozamokon. Peters (1994)-hez képest még nagyobb,  $H=0,64$ -es értéket kapott, amit a szerző annak tulajdonít, hogy a romániai piac kevésbé hatékony, mint az amerikai. Hasonló értéket kapott a Budapesti Tőzsde BÉT indexére Fokasz Nikosz (2002). 1991 és 2000 közötti napi hozamokkal számolva  $H=0,7$ -es Hurst kitevő a véletlen bolyongás elutasítására ad okot. Amint azt az R/S analízisről szóló alfejezetben tárgyaltam, a 0,5-nél nagyobb Hurst exponensek perzisztenciára, a hozamok enyhe autokorrelációjára utalnak. A fenti 0,7-es érték azonban egy 9 éves átlagos érték, az egyes részperiódusokat szemügyre véve Fokasz (2002) azt is specifikálja, hogy az 1997-2000 időszakban ez az érték már 0,61-re csökkent, ami azt mutatja, hogy a BÉT árfolyamalakulása közeledett a véletlen bolyongáshoz.

---

<sup>15</sup> Autoregressive Moving Average

### II.1.6. A hatékony tőkepiac modelljének tesztelése a magyar tőkepiacon

A Budapesti Értéktőzsde hatékonyságának kérdését (akárcsak a többi feltörekvő tőkepiac fejlődésének kérdését) a rendszerváltásból adódó számos sajátosság jellemzi. A kezdeti szabályozási nehézségektől kezdve az informatikai rendszerek bevezetésén, a BÁT és BÉT eltérő fejlődési pályáin keresztül a tőzsde felvásárlásáig mind olyan sajátos mozzanatok, amelyek sok más feltörekvő piac fejlődéstörténetében is fellelhetők.

Rappai (1995) kointegrációs vizsgálatának lényege, hogy ha léteznek olyan részvények, amelyek árfolyamai és a többi részvényárfolyam között nincs kointegráció, akkor a piaci hatékonyság sem teljesülhet közepes és erős formában, hiszen a nem kointegrált („független”) részvények árfolyamai nem reagálnak az új információkra. Azonban tizenhárom részvény árfolyamából arra a következtetésre jut, hogy a kointegráció fenáll, valamennyi papírra teljesül a véletlen bolyongás és a hatékonyság gyenge formája.

Grubits (1995 a, b) a Pick-részvény hatékonyságát vizsgálja középerős formában egy meglehetősen rövid időszak alatt 1993 szeptembere és 1994 februárja között eseménytanulmányos módszertannal. Grubits az árfolyamok már a bejelentés napján tartalmazzák az új információkat. Fontos azonban, hogy a vizsgált eseményeket (bejelentéseket) követő napokon még kimutathatók voltak bizonyos abnormális hozamok, az árfolyamváltozás általában csak a bejelentést követő második napon tért vissza a megszokott szintre.

A MOL-részvényt elemzi Palágyi (1999). Mindössze másfél évet felölelő vizsgálatain során napon belüli hozamadatokat tesztel, amelyek eloszlása igen messze áll a normálistól, és inkább közelíthető egy Levy-féle stabil eloszlással.

A magyar részvények napi és havi idősorainak függetlenségét teszteli Andor–Ormos–Szabó (1999) egy tíz évet felölelő mintán. A szerzők a Fama által javasolt „runs” (sorozat) tesztet alkalmazzák. A különböző hosszúságú periódusokra számított autokorrelációs együtthatók azt mutatják, hogy a magyar tőzsde árfolyamai megfelelnek a bolyongás követelményeinek, a piac legalábbis gyenge értelemben hatékony.

Ulbert et. al (2000) ötfázisú tőzsdemodellje a technikai elemzésben alkalmazott oszcillátormodelleken alapul. A szűrőszabályon nyugvó technikai kereskedés nyomdokait követve, ez a modell is kereskedési szabályokat állít fel a trendfordulók kihasználásával. Az

1996 és 1998 közötti hároméves periódus BUX tőzsdeindex adatain tesztelve, a modell szignifikánsan „legyőzte” a piacot.

Rockinger és Urga (2000a) a feltörekvő piacok hatékonyságát teszteli, továbbá vizsgálja e hatékonyság időbeli alakulását is. A szerzők a vizsgálatot 1994. április és 1999. június közötti időszakra végzik el és úgy találják, hogy míg a magyar piac a teljes periódus alatt teljesítette a gyenge hatékonyság kritériumát, addig a lengyel és cseh piac kezdetben nem volt hatékony, de megfigyelhető a konvergencia a hatékonyság irányába, jöllehet ezek a piacok később nyíltak meg, mint a budapesti.

Marton (2001) elemzése több jelenségre is kiterjed. A szerző a BUX 1991 és 2000 közötti értékeire végez autokorrelációs teszteket, illetve vizsgálja az index szezonális tulajdonságait is. Habár a BUX esetében a rövid távú autokorrelációs együtthatók nagyobbak, mint a New York-i „Dow Jones Industrial Average” (DJIA) esetében mért értékek, ezek az autokorrelációk nem szignifikánsak gazdasági szempontból. Kimutatja továbbá, hogy a BÉT csütörtöki hozamai a többi nappal összehasonlítva szignifikánsan alacsonyabbak. Az infláció hatásától megtisztított BUX hosszú távon – különösen egyéves időtávon – negatív autokorrelációt mutatott, ami megegyezik Poterba–Summers (1988) nemzetközi eredményeivel, viszont nem áll összhangban Fama–French (1988) amerikai piacra vonatkozó U-alakú autokorrelációs mintázatával, melynek értelmében az általában negatív autokorreláció 3–5 éves időtávon éri el minimumát, egyébként rövidebb és hosszabb távon ennél magasabb. A „hét napjai hatást” tesztelve Marton eltérő eredményre jut, mint Andor et al. (1999), ez azonban aligha tudható be a mindössze egy évvel hosszabb vizsgálati időszaknak. Megállapítja, hogy bár a szerdai hozamok szignifikánsan nagyobbak voltak a hét többi napján regisztráltaknál, a tranzakciós költségek és a hozamok magas szórása miatt erre alapozva nem lehetett nyereségesen kereskedni. Marton következtetése az, hogy a magyar tőzsde gyenge hatékonysága teljesül.

A 1996 és 1998 első féléve közötti időszak adatait vizsgálja Palágyi (2002) doktori értekezésében. Ez egy nagyfrekvenciás elemzés, hiszen napon belüli, illetve kötésenkénti hozamok eloszlását is becsüli a szerző. A vizsgálat során négy magyar részvény (MOL, OTP, Matáv, TVK) árfolyamát és a belőlük számolt hozamokat különböző időskálákon elemzi: kötésenként, árváltozásonként és fizikai idő szerint. A részvényárfolyamok modellezésének első lépése az idősorok függetlenségének tesztje kötésenkénti autokorrelációs tesztel. Az elsőrendű negatív autokorreláció az amerikai piacon észleltnél lassabban közelített a nullához, ami a hosszú távú memória erősebb jelenlétére utal a BÉT esetében.



Lukács (2003) a napi záróárak hozameloszlásai és az egyes értékpapírok tőzsdei kapitalizációja közötti korrelációkat számolja 21 részvény esetében. Az a következtetés adódott, hogy a hozamok varianciája a kapitalizáció növekedésével csökkent, ami a kisvállalat-hatás (méretprémium) egyik megnyilvánulása lehet. Ugyanakkor normalitás-tesztet is végez a szerző melynek nyomán el kell vetni a hozamok normális eloszlását.

A bennfentes kereskedés elemzésének segítségével Vajda (2003) a tőkepiaci hatékonyság erős formáját teszteli, tizennégy részvényt elemezve az 1997 - 2002 időszakban. A vizsgálatból az derül ki, hogy a BÉT bejelentett bennfentes tranzakcióinak több mint háromnegyede eladási ügylet volt. Ennek okát a szerző a befektetők likviditásigényének és a diverzifikációs szükségletének megerősödésében látja. A rendkívüli hozamok vizsgálata azt mutatja, hogy a bennfentes kereskedés hírére a piaci szereplők nem tekintették jelzésnek, és az nem ösztönzött további kereskedést, viszont a vételi tranzakciók bizonyos feltételek között szignifikáns pozitív abnormális hozamokat generáltak, tehát a piac jelzésként értékelte azokat.

Molnár (2006) hatéves időtávú – 1996 és 2002 közötti – adatokon végez vizsgálatot a BUX napi hozamainak eloszlására és autokorrelációjára. Tíz ország értéktőzsdéinek indexeit összevetve azt találja, hogy: „a BUX ezek közül a leginkább leptokurtikus sűrűségfüggvényt mutatta – hasonlóan kiugró csúcsosságot és vastag széleket mutatott még a brazil, hongkongi és varsói tőzsde eloszlása. Ez összhangban áll Marton (2001, 79. o.) azon megállapításával, amely szerint válságok idején a BUX ingadozásai még a hasonló kockázati besorolású WIG ingadozásait is túlszárnyalták”<sup>16</sup>.

Ami a piac funkcionális hatékonyságát illeti, Pálosi (2006) tanulmányából az derül ki, hogy a vizsgált hat ország piacain (Magyarország, Lengyelország, Szlovénia, Csehország, Litvánia, Észtország, Lettország) 1995-2006 között az úgynevezett szinkronitás-index szignifikánsan csökkent<sup>17</sup>, ami a funkcionális hatékonyság javulásának a jele.

---

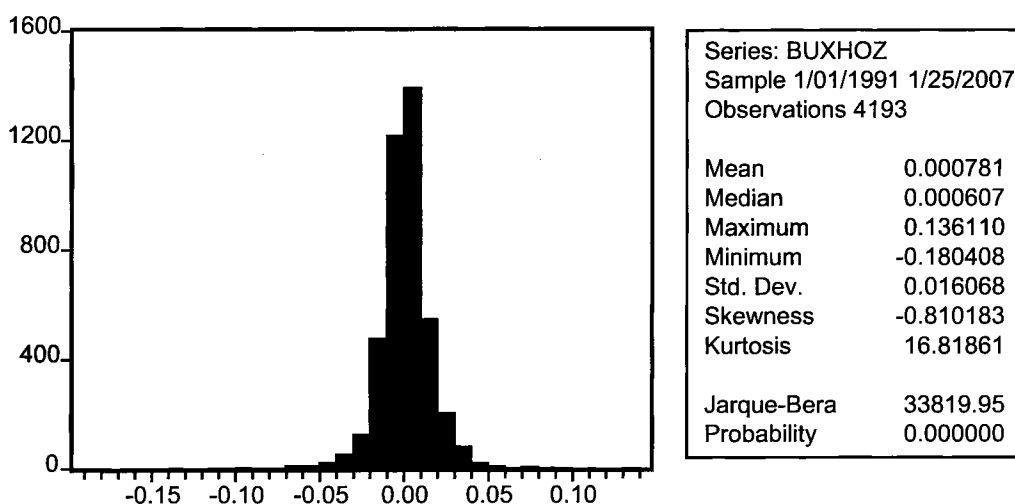
<sup>16</sup> Molnár (2002), 59.old.

<sup>17</sup> jóllehet e mutató szórása igen magas

## II.1.7. Saját empirikus vizsgálatok a magyar tőkepiac gyenge hatékonyságával kapcsolatban

Nem vállalkoztam arra, hogy a budapesti tőkepiac hatékonyságát az előzőekben ismertetett átfogó módszertannal tanulmányozzam, csupán néhány olyan tesztelést végeztem el, amire vonatkozóan a fenti hazai irodalmi áttekintésben nem találtam utalást.

Empirikus számításaim alapját az a tény képezte, hogy a BUX index, sok más tőzsdeindexhez hasonlóan, nem mutat normális eloszlást (4.ábra). Az ábrán jól látható a hozamok baloldali asszimmetriája (az asszimmetria mutató („skewness”) értéke negatív), továbbá a csúcsosság („kurtosis”) értéke is igen magas (16), az eloszlást vastag szélek jellemzik („leptokurtosis”). A vastag szélek, vagyis a normálisnál gyakoribb kiemelkedően magas vagy alacsony hozamok jelensége sokkal inkább egy olyan stabil eloszlással írható le, amelynek varianciája végtelen (pl. Levy- vagy Cauchy eloszlás), összhangban Palágyi (1999) eredményeivel. A csúcsosság és asszimmetria értékeit kombinálja a Jarque-Bera teszt (4.ábra), amelynek eredménye szerint közel nulla valószínűséggel tévedünk, ha elvetjük az eloszlás normalitásának nullhipotézisét. Attól, hogy nem teljesül a hozamok normális eloszlása még természetesen lehetne beszélni teljes függetlenségről, véletlenszerűségről, de mindenesetre elegendő gyanút kelt ahhoz, hogy bizonyos függetlenségi vizsgálatok szükségessé váljanak.



4. ábra. A BUX hozamainak hisztogramja és a normalitás tesztje (1991-2007).

Forrás: saját számítás

Az egyik viszonylag fiatal és igen népszerű, általános függetlenségi teszt az úgynevezett „BDS teszt” (Brock-Deschert-Scheinkmann-LeBaron, 1996). A próba

nullhipotézise az, hogy az időszaki adatok egy független, azonos eloszlású változó (iid<sup>18</sup>) értékei. A BDS teszt erősségét éppen az adja, hogy nem a normális eloszlásból indul ki, hanem bármilyen eloszlástípust kezelni tud (úgynevezett „bootstrap” technikával), valamint hogy a teszt igen erős bármiféle függési formával (lineáris, nemlineáris, kaotikus) szemben. Amennyiben ez a nullhipotézis nem vethető el, az a Ramsey értelemben vett majdnem tökéletes véletlenszerűségnek a bizonyítéka, viszont ha elvethető, akkor nem tudjuk megállapítani az összefüggés jellegét, csak abban lehetünk biztosak, hogy az adatsorunk nem véletlen, ami egyben alapos gyanú arra nézve is, hogy a piac esetleg gyenge értelemben nem hatékony. Saját számítások alapján az Eviews 5.0 ökonometriai szoftvert felhasználva futtattam le a BDS tesztet a BUX index napi hozamértékeire 1991 január 1 és 2007 november 15 közötti adatsort felhasználva. Eredményeim minden korrelációs dimenzió mellett szignifikánsak (1. melléklet), tehát az iid nullhipotézis elvethető, a budapesti napi hozamsorok nem egy független, azonos eloszlásból származnak, ez még azonban nem jelenti a hatékonyság elvetését. Ezzel az eredménnyel teljes összhangban vannak azok az eredmények, amelyeket egy sorozat-teszt elvégzése nyomán kaptam ugyanerre az időszorra a Gretl ökonometriai szoftver segítségével (2. melléklet). Továbbá azt is megvizsgáltam, hogy a szóban forgó BUX hozamsor mennyire tekinthető fehér zajnak, amint azt a véletlen bolyongás elmélete feltételezi? Az ugyancsak Gretl-ben megbecsült Hurst kitevő értékére  $H=0,59$ -et kaptam (3. melléklet) ami enyhe perzisztenciát jelez, a hozam adatsor nem fehér zaj, ami összhangban van a BDS és sorozat-tesztek eredményével.

A BUX abszolút értékeire végzett tesztek a következők: ADF és KPSS egységgyök teszt valamint a frakcionális integráltság felmérésére alkalmas Geweke, Porter-Hudak teszt. A Gretl-ben végzett számítások eredményei szerint:

1. Az ADF teszt alapján (4. melléklet) nem lehet elvetni az egyetlen egységgyök nullhipotézisét, tehát a BUX adatok véletlen bolyongást alkotnak. Syriopoulos (2003) is hasonló eredményre jut az ADF és PP egységgyök-tesztek alkalmazása nyomán. Az ő tanulmányában napi indexhozamokat elemzett több feltörekvő piacon 1997 januárja és 2003 szeptembere között.
2. A KPSS teszt eredményei (5. melléklet) szerint el kell vetni a stacionaritás nullhipotézisét, a folyamat véletlen bolyongás összhangban az ADF teszt eredményével.

---

<sup>18</sup> independent, identically distributed

3. Mivel a két egységgyök-teszt egymásnak nem mond ellent, ezért nem áll fenn a frakcionális integráltság alapos gyanúja, amit a Geweke, Porter-Hudak teszt eredménye is megerősít (6. melléklet). A GPH által megbecsült integráltsági fok 0,99, azaz közel egy, tehát nem beszélhetünk hosszú távú memóriáról a BUX esetében.

Összesítve, az ADF, a KPSS és GPH tesztek a véletlen bolyongás hipotézisét igazolták a BUX index esetén. Ilyenkor azonban a BUX első rendű logaritmikus különbözete (a loghozam) a fehér zaj tulajdonságait kellene mutassa. Azonban a napi loghozamokra alkalmazott BDS, sorozat-, és Hurst kitevős tesztek enyhe eltávolodást tártak fel attól, amit a hozamok tökéletes függetlenségének nevezhetünk. Ezt a látszólagos ellentmondást Kohler(2001) Fokasz (2002) valamint Jagric et al (2005) nyomán azzal magyarázhatjuk, hogy a hozamok függetlenségét dinamikában megragadva látható, hogy a hozamok, bár még mindig nem tekinthetők fehér zajnak, mégis az átmeneti időszak vége felé függetlenségük fokozatosan növekedett: a varianciarányados értéke hosszabb időtávokra aszimptotikusan közeledett az 1-es értékhez, a Hurst kitevő pedig a 0,5-ös értékhez.

Hangsúlyozandó, hogy az ebben a fejezetben bemutatott saját és meghivatkozott empirikus bizonyítékok közvetett jellegűek a hatékonyság tekintetében. A közvetlenül értelmezett információs hatékonyság helyett az árfolyamok és hozamok véletlenszerűségének, függetlenségének különböző specifikációinak tesztelését mutattam be. Ezek tulajdonképpen időszori modellek, amelyek az esetek többségében képesek feltárni valamilyen irányú és rendszerű eltávolodást a véletlenszerűségtől. Ezek az eltávolodások ritkán aknázhatók ki és dinamikájukat tekintve, felszámolódóban vannak.

Az elmúlt közel két évtizedben a magyarországi tőzsde hatékonyságáról több, egy-egy jelenségre összpontosító hatékonyság-vizsgálat is született, javarészt megerősítve a nemzetközi szakirodalomban tapasztalt eredményeket, de helyenként ellentmondva azoknak. Ebből az irodalom-áttekintésből fontos következtetésként adódik, hogy ha dokumentálhatók is a magyar értéktőzsdén a hatékonytalanság egyes jelei, azokat nem lehet megbízhatóan kihasználni többlethozamok realizálására.

A bevezetésben megfogalmazott első hipotézisemet, mely szerint „a tőkepiacok hatékonysága hosszabb távon érvényesül mind a fejlett mind pedig a feltörekvő piacok esetében” igazoltam, validáltnak tekintem. Mégsem fogalmazom meg ezt szó szerint tézisként is, hiszen a fejlett piacok esetén ez triviálisnak hat, vagy legalábbis kevés az újdonságértéke. Helyette e fejezet megállapításai alapján értekezésem **1.tézisét** a következő alakban jelentem ki:

## **1.TÉZIS: „A FELTÖREKVŐ TŐKEPIACOK LEGALÁBBIS HOSSZÚ TÁVON KONVERGÁLNAK A HATÉKONYSÁG FELÉ.”**

Összességében azt mondhatjuk, hogy a rövid távú ingadozásra igen sokfajta magyarázat létezik, azonban minden jel szerint a rövid távú előrejelzés is lehetetlen, illetőleg a rövid távú alakulás várható értékéről is csak annyit tudunk mondani, amit a tőkepiaci hatékonyság modellje megmagyarázni képes.

Az első fejezetben tárgyalt elméleti keretrendszerben ez a Grosmann-Stiglitz féle hatékonyságot bizonyítja, amit röviden úgy fogalmazhatunk meg, hogy „véletlenszerűség nincs, de hatékonyság van”.

## II.2. A TŐKEPIACI ÁRAZÁSI MODELL (CAPM) ÉS AZ ARBITRÁZSÁRAZÁSI MODELL (APT)

### II.2.1. A CAPM és APT modellek elméleti építőkövei

Az előző fejezet tanulságai szerint a hatékony tőkepiacokon az árfolyamok minden rendelkezésre álló információt tükröznek. Felvetődik azonban a kérdés, hogy ilyen piacokon hogyan lehet számszerűsíteni az egyensúlyi, piactisztító árfolyamot és az egyensúlyi elvárt hozamot?

A hatékony piacok elméletének kifejlődésekor a jelenérték-számítás eszközei ismertek voltak, így ismert és széles körben alkalmazott volt pl. a részvények esetén a diszkontált osztalékáram-modell a részvények fundamentális értékének meghatározásához. Felvetődik azonban a kérdés, hogy milyen diszkontrátát helyes alkalmazni ezekben a jelenérték-modellekben? A választ elsőként a Sharpe (1964), Lintner (1965) és Mossin (1966)<sup>19</sup> által kifejlesztett tőkepiaci árazási modell (CAPM) adta meg, amely a pénzügytan főáramlatának egyik sarokkövévé vált, többek között az alábbi két tulajdonságának köszönhetően:

- a modell alkalmas a kockázati formák közötti különbségtételre és ezen kockázati formák beárazására
- a hatékony piacok működésének első egyensúlyi modelljét jelentette

Miután Markowitz híres cikkében (Markowitz, 1952) lefektette a hatékony diverzifikáció alapelveit és bevezette a hatékony határvonal fogalmát, Tobin (1958) volt az, aki felfigyelt a kockázatos és kockázatmentes befektetések szétválasztására egy általános portfólión belül ("Tobin-féle szeparációs tétel").

Ez azért jelentős, mert a kockázatmentes eszköz beemelése az elemzett portfólióba a hatékony határvonal formáját konkáv görbéből egyenessé alakítja, tehát az optimális portfólió hozama mindig **lineáris** kombinációja lesz a kockázatmentes és a kockázatos eszközök hozamának. Mint tudjuk, Markowitz, a modern portfólióelmélet alapjait lefektető cikkében (Markowitz, 1952) bármely portfólió hozama a portfólióban szereplő értékpapírok hozamának súlyozott átlagaként számítható ki. A CAPM modellben azonban a súlyozott átlag helyét átveszi a lineáris kombináció, hiszen a CAPM-ben kockázatmentes kamatláb mellett vehetünk fel kölcsönt az optimális portfólió létrehozása érdekében. Ez konvencionálisan negatív előjelű

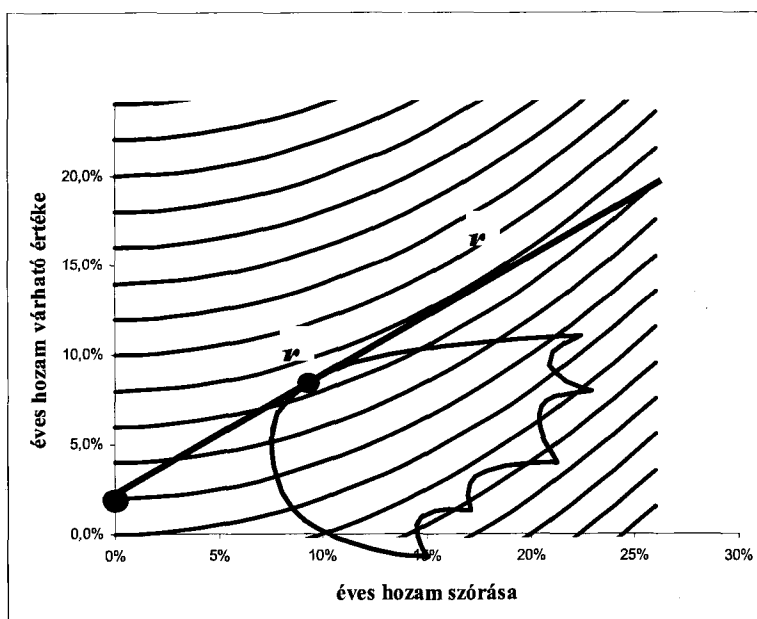
---

<sup>19</sup> Habár a legtöbb hivatkozás Sharpe-ot és Lintner-t emeli ki, az első, rigurózus megfogalmazása a modellnek Mossin-tól származik

súlyokat eredményezne, ezért helyesebb ilyenkor lineáris kombinációról beszélni a súlyozott átlag helyett.

A CAPM modell egy sajátos specifikációja a hatékony piacoknak ezért feltételezései szigorúbbak, mint a hatékony piac premisszái. A CAPM alapfeltevései a tökéletes tőkepiac feltételrendszerét (tökéletes verseny, tökéletes oszthatóság, végtelen befektetési és kölcsönvételi lehetőségek<sup>20</sup>, adók és tranzakciós költségek hiánya, homogén várakozások) kiegészítik a következőkkel:

- a befektetők az átlag-variancia átváltás terében optimalizálnak (“mean-variance optimization”), implicite a befektetők racionálisak a szigorú Neumann-Morgenstern értelmezésnek megfelelően
- az elemzési időhorizont egyperiódusú, a tőkepiaci aktorok egyetlen, azonos időszak “buy and hold” (vásárlás-megtartás) hozamait igyekeznek anticipálni



5. ábra. A Tobin-szeperáció szemléltetése a kockázat-hozam koordinátarendszerben  
Forrás: saját szerkesztés

Igen fontosnak tartom azt, hogy bár a modell feltételrendszerében nincs explicit kihangsúlyozva, a konkrét specifikációk (CML, SML) levezetésében a paraméterek konzisztens becslése megköveteli a változók (a tőkepiaci hozamok) normális eloszlását.

A CAPM modell legfontosabb specifikációit (tőkepiaci egyenes, értékpapírpiazi egyenes, karakterisztikus egyenes) ismertnek feltételezve csupán a következőkben szintetizálnám a modell mondanivalóját:

<sup>20</sup> A kockázatmentes kamatláb mellett

- egy racionális befektető mindig az optimális kockázatos piaci portfólió és a kockázatmentes eszköz bizonyos lineáris kombinációját fogja választani
- bármely értékpapír vagy portfólió elvárt hozama csupán a szisztematikus kockázati együtthatójától (béta) függ
- az úgynevezett „passzív” (a piaci index replikálásán alapuló) befektetési stratégia a követendő, hiszen a piaci átlag túlteljesítése csak véletlenszerű lehet

A modell kifejlesztését követő évtizedekben számos kiterjesztés született meg: Brennan (1970) az adók hatását is figyelembe veszi, Black (1972) a kockázatmentes eszközt a nulla bétájú eszközzel vagy portfólióval helyettesíti, Merton (1973) folytonos specifikációját adja a modellnek. Merton megmutatja, hogy ilyen feltétel mellett a befektető végső vagyona lognormális eloszlású és a CAPM fennáll minden egyedi periódusban. A folytonos portfóliókiigazítás alkalmazásával a lognormális eloszlások addíciójával kapcsolatos probléma, amely a diszkrét modelleket jellemzi<sup>21</sup>, megszűnik. A folytonos idejű modellnek azonban hátránya, hogy a CAPM megszűnik működni a legkisebb tranzakciós költségek figyelembe vételekor. További hátrány, hogy a gyakorlatban a befektetők nem végeznek folytonos portfólió kiigazítást és nem azonosak a befektetési horizontjaik, nem érvényesülnek homogén várakozások a piacon.

Breeden (1979) a CAPM olyan modelljét fejleszti ki, amelyben a jövőbeli osztalékáramok diszkontálásához fogyasztási helyettesítési rátákat használ, a modell kontextusa pedig a fogyasztási hasznosság maximalizálása (“fogyasztási CAPM”).

Még mielőtt a CAPM empirikus tesztjeiről értekeznék, mindenképpen meg kell említeni a modellt az elmélet irányából ért legfontosabb kritikákat is:

Egyfelől az igen restriktív feltételek okoznak gondot, a modellt a várható hozamokra fejlesztették ki, empirikusan viszont csak az ex post, historikus hozamokkal lehet dolgozni, másfelől felmerül a modell egészének tudományossága azon az alapon, hogy nem teljesíti a falszifikálhatóság (Popper, 1963) kritériumát. Ez utóbbi kijelentést inkább **Roll-kritikaként** emlegeti a szakirodalom (Roll, 1977): a CAPM piaci portfóliója elméletileg egy világméretű portfóliót jelent, amelybe nemcsak értékpapír- hanem deviza-, ingatlan, műkincs és egyéb természetű kockázatos befektetés is beletartozik. Ezzel szemben a gyakorlatban legjobb esetben is a piaci portfóliót valamiféle tőkepiaci indexszel lehet megközelíteni („proxy”). A modell érvényessége pedig szigorúan a kiválasztott piaci portfólió hatékonyságától függ, azaz

<sup>21</sup> Diszkrét modellekben ugyanis, ha  $X$  és  $Y$  lognormális eloszlású változók (értékpapír-hozamok) akkor a belőlük alkotott lineáris kombinációk (portfólió-hozamok) nem feltétlenül lognormális eloszlásúak



a CAPM modell empirikus bizonyítása sosem lehetséges, ebből viszont nem következik hogy a modell elméletben helytelen.

Többek között ezeket a kritikákat hivatott kiküszöbölni az arbitrált árfolyamok modellje („Arbitrage Pricing Theory”, APT - Ross, 1976) amely ugyanazt a várható hozam – béta kapcsolatot feltételezi, mint a CAPM, de nem feltételezi, hogy az összes befektető hatékonyan optimalizál, az egyensúlyt nem a homogén várakozások és a racionális magatartás, hanem az arbitrázsmentesség garantálja. Az APT modellt leginkább többtényezős keretben specifikálják, ahol a piaci kockázaton kívül más szisztematikus kockázati tényezők is beárazódnak: üzleti ciklus tényezői, kamatlábváltozások, stb.

Ami a hozamok normalitását és a modell becslésének heteroszkedaszticitását illeti, a ‘80-as években napvilágot látott ARCH és GARCH modellek (Engle, 1982, Bollerslev, 1986) összeférhetővé teszik a CAPM-et a becslés hibatagjainak feltételes heteroszkedaszticitásával. A CAPM tekintetében az egyik leggyakrabban alkalmazott specifikáció az úgynevezett GARCH-M („GARCH in mean”, Engle et al.1987):

$$\begin{cases} r_t = \mu + \delta \sigma_{t-1} + \varepsilon_t \\ \sigma^2_t = \alpha_0 + \alpha_1 \sigma^2_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon^2_{t-1} \end{cases} \quad (25.)$$

amelyben az együtthatók és a változók értelmezése a következő:

$r_t$ - az elemzett értékpapír hozama

- $\mu$  a hozam várható értéke
- $\delta$  a kockázat piaci áráként értelmezendő paraméter, hiszen kapcsolatot teremt a hozam és a kockázat proxijaként alkalmazott szórás között
- $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2_t)$  – regressziós hibatag
- $\sigma_t$  a hozamok feltételes szórása
- $\alpha_0, \alpha_1, \alpha_2$  – regressziós együtthatók

A ‘90-es években fontos korrekciót alkalmaztak a modellre, megszületett a feltételes CAPM modell („Conditional CAPM”, CCAPM, Jagannathan és Wang, 1996). A legfontosabb előrelépés az, hogy a béták ebben a modellben időben változnak (feltételes béták). Campbell és Cochrane (2000) továbbfejlesztik a modellt, itt már a bétákon kívül a piaci kockázati prémium is időben változik (dinamikus specifikáció).

Amint azt a IV.2.1. alfejezetben látni fogjuk, a 70-es és 80-as években előtérbe kerülő anomáliák mellett gyülekező bizonyítékok szükségessé tették, hogy a tőkepiaci árazási modellek valahogyan magukba foglalják ezekből az anomáliából (elsősorban a Basu (1977)

és Banz (1981) által feltárt alacsony P/E illetve méretprémium hatás) származó kockázati prémiumokat is.

Annak érdekében, hogy korrigálják azt a többlethozamot, ami a tanulmányok szerint az alacsony kapitalizációból illetve a magas könyv szerinti érték - piaci érték arányból származott, Fama és French (1992) kiegészítik a klasszikus CAPM modellt a mérethatással is („Three Factor Model”). Ennek megfelelően egy értékpapír elvárt többlethozamára a következő egyensúlyi összefüggés érvényesül:

$$R_j - R_f = \beta_j (R_m - R_f) + s_j SMB + h_j HML \quad (26.)$$

ahol:

$R_j - R_f$  a teljes kockázati prémium a  $j$  értékpapír esetén;

$h_j, s_j$  - regressziós együtthatók a  $j$  papírra;

$(R_m - R_f)$  - a piaci kockázati prémium;

$SMB$  - („small to big”, vagy „size factor”), a kapitalizáció (méret) által meghatározott kockázati tényező. Egyenlő a kisvállalatok és nagyvállalatok elvárt hozamának különbségével.

$HML$  - („high to low”, „book to market factor”) A könyv szerinti érték - piaci érték hányadosa (BM) által mutatott kockázati tényező, egyenlő a magas BM arányú és az alacsony BM arányú papírok elvárt hozamainak különbségével.

Lettau és Ludwigson (2001) a Fama-French tényezőket és a feltételes CAPM-et kombinálja egy többlépcsős ökonometriai modellben. Ang, J. - Chen (2007) cikke is hasonló keretrendszerben dolgozik. A szerzők a feltételes CAPM modell közvetlen becslését javasolják időben változó bétákkal és piaci prémiumokkal, valamint sztochasztikus volatilitással. Összességében az általuk felépített modell alapján számított alfa érték nem tér el szignifikánsan nullától, a bonyolult modellnek sikerül az 1926-2001 időszakban az összes releváns tényezőt figyelembe venni a megtérülés tekintetében.

## II.2.2. A CAPM és APT empirikus tesztelése a fejlett tőkepiacokon

Az elmélet meghonosodását követően a '70-es években láttak napvilágot az első jelentősebb CAPM tesztek. Már az elmélet egyik fő megalkotója, Sharpe is észrevette, hogy az elvárt hozam és a szisztematikus kockázat közötti kapcsolat sokkal gyengébb az elmélet

által megjósoltnál, a béta együtttható becslései torzítottak (Sharpe és Cooper, 1972). Black, et al. (1972) kritizálják a modellt, az általuk illesztett SML egyenesek túlságosan „laposak” az elmélet által elvárthoz képest, amit a szerzők igen nehezen tudtak megmagyarázni. Altman et al. (1974) Franciaországban mutatja ki a béták alulbecslését és instabilitását. A ‘70-es évek végére már olyan sok empirikus tesztelés vetette el a CAPM érvényességét, hogy Wallace (1980) „Is beta dead”? („Befellegzett a bétának?”) címmel jelentetett meg egy sokat hivatkozott cikket.

A modellek továbbfejlesztését is támadások érték. A fogyasztási CAPM sem volt képes megmagyarázni a részvények igen magas piaci prémiumát, helyesebben a prémium méretéből abszurdan magas kockázatelutasítási értékekre lehetett következtetni (részvényprémium-rejtély, Mehra és Prescott, 1985). A részvényprémium rejtélyére bővebben visszatérek a IV.2.4. alfejezetben.

Az arbitrált árfolyamok modellje jobban teljesített empirikusan, amit többek között Roll és Ross (1980) igazolnak. Bodie-Kane-Marcus (2005) viszont még a befektetési tankönyvük 2005-ös kiadásában is úgy fogalmaznak, hogy az APT nem garantálja minden körülmények között a hozam-kockázat kapcsolat specifikált érvényességét.

Mindezek ellenére a béta és a CAPM véleményem szerint korántsem halott, sőt, a Fama-French modellekkel és a különböző viselkedéstani modellekkel való kísérletezés után mondhatni „ellentámadásba lendült”, hiszen Jagannathan és Wang (1996), Campbell-Cochrane (2000) feltételes CAPM modelljei (időben változó bétákkal és változó piaci kockázati prémiumokkal) már lényegesen jobb empirikus megerősítést nyertek.

### **II.2.3. A CAPM és APT tesztjei a feltörekvő tőkepiacokon**

A CAPM és APT tesztelése a feltörekvő piacokon túlnyomórészt azzal a következtetéssel foglalható össze, hogy a modellek ezeken a piacokon még kevésbé érvényesülnek, mint a fejlett piacokon.

A feltörekvő piacok elemzésében a helyi kockázati tényezők, specifikus piaci prémiumok szerepe nem elhanyagolható. Ezt a személetet tükrözik a nemzetközi értékpapír-árazási („International Asset Pricing Models”, IAPM) modellek, amelyek igen gyakran összekötik a CAPM-et a különböző devizaárfolyam-kockázattal (pl. Karolyi és Stulz (2002)).

Claessens, Dasgupta, és Glen (1995) kiterjesztik a hozamok keresztmetszeti vizsgálatát 19 feltörekvő piac adatait felhasználva a Világbank Nemzetközi Pénzügyi Társaságának adatbázisai segítségével. Következtetéseik szerint a bétán kívül két további

változó- a méret és a kereskedés volumene- is jelentős magyarázó erővel bírt, míg az osztalékhozam és a P/E arány magyarázó ereje a vizsgált piacok kisebb részében bizonyult jelentősnek. Ugyanakkor bizonyos piacokon a devizaárfolyam-kockázat is beárazandó tényező.

Borys (2007) átfogó kutatást végez a CAPM tekintetében a visegrádi országok tőkepiacain. A klasszikus CAPM specifikációt, a faktorelemzésre épülő Fama-McBeth (1973) eljárást és az általánosított momentumok módszerét alkalmazza éppen az autokorreláció és a heteroszkedaszticitás problémáinak elkerülése végett. Ezekre a módszertani módosításokra azért is szükség van, mert a feltörekvő piacokra jellemző kevés számú kereskedett értékpapír és relatíve rövid múlt eltorzítja a fejlett piacokon alkalmazott módszertan eredményeit. Következtetései szerint a klasszikus CAPM modell elfogadható Magyarország és Szlovákia esetén, de itt is a karakterisztikus egyenesek meredekségi együtthatója (a béta) statisztikailag nem szignifikáns. Csehország és Lengyelország esetén már egyértelműen elutasítható a CAPM modell. Ezenkívül egy háromtényezős, makrogazdasági változókkal (infláció, németországi ipari termelés, állampapír hozamgörbe) rendelkező modellt tesztel melynek jó magyarázó ereje van Magyarország és Lengyelország esetén<sup>22</sup>.

Zhang és Wilborg (2004) a klasszikus és a feltételes CAPM modellt is tesztelik Ciprus, Csehország, Görögország, Magyarország, Lengyelország, Oroszország és Törökország piacain egy összesen 753 részvényből álló adatbázist felhasználva. A szerzők ugyanakkor belgazdasági és nemzetközi specifikációt is alkalmaznak. A tesztelésekből a feltételes CAPM jobb magyarázó erejére derül fény, különösen a belgazdasági specifikációt alkalmazva.

A magyar piacon magyar szerzők által végzett tanulmányok (pl. Andor et al. 1999, illetve Varga-Rappai 1997) nem mutatják ki minden kétséget kizáróan a CAPM modell érvényességét. Az értékpapírok hozamának lineáris regressziói a piaci hozamra (karakter egyenes) igen alacsony determinációs együtthatókkal ( $R^2$ ) bírnak, alacsony a CAPM magyarázó ereje.

Varga-Rappai (1997) az egyik legelső CAPM teszt a magyarországi tőkepiacon. Az amerikai piac adatainak illeszkedéséhez képest az ekkor még kezdeti fejlődési stádiumban levő BÉT adatai messze állnak a CAPM által leírtaktól, mind a magyarázó erő (determinációs együttható), mind pedig a paraméterek stabilitásának tekintetében. A szerzők különösen az instabil varianciát okolják a béta együttható instabilitásáért. Ezért egy Box-Cox

---

<sup>22</sup> Különösen a hozamgörbe bizonyult jelentős magyarázó tényezőnek

transzformációval stabilizálják (stationerré teszik) a varianciát, melynek következtében már azonosítják a piaci hozam olyan intervallumát, amely esetén a CAPM jobban leírja a piacot. Összességében azonban a szerzők határozottan elvetik a CAPM érvényesülését a magyar piacon.

Andor et al. (1999) háromféleképpen is teszteli a CAPM modellt. A már említett Roll kritika szellemében a szerzők a legérzékenyebb pontnak a piaci portfólió meghatározását tartják, ezért a hozam és a szisztematikus kockázati együttható (béta) közötti lineáris regressziót külön elvégzik a BUX, a New York - i Értéktőzsde (NYSE) indexe valamint a Morgan Stanley Capital International (MSCI) indexeket alapul véve, mint piaci portfóliót. A CAPM együtthatók szignifikánsak de a magyarázó erő alacsony (15-20% közötti), amit a szerzők annak tudnak be, hogy az elemzett időszakban (1991-1999) a BÉT - en befektetők közel fele külföldi befektető, globálisan diverzifikált portfóliókkal. Nem zárják ki azonban azt sem, hogy a specifikus módszertani korrekciók (pl. az, hogy a kibocsátók részvénytőke költségét a változó tőkestruktúrájukhoz igazítják) okozza a CAPM részleges validációját.

Varga-Rappai (2002) egy későbbi időszak (1998-2000) hozamait vizsgálva, már érvényesnek tekinti a CAPM-et de csak akkor, ha a béta együtthatók becslésekor a hibatagok viselkedését heteroszkedasztikus (GARCH) becsléssel írják le. A szerzők ugyanakkor kiemelik, hogy a hozamok eloszlásának normalitása nem kritikus jelentőségű a CAPM validációja tekintetében, sokkal inkább a heteroszkedaszticitás az, amely rontja a modell becslésének hatásosságát.

A romániai piacot vizsgálva Darasteanu (2002) arra jut, hogy a béta szisztematikus kockázati tényező a részvényhozamok varianciájának csupán 10%-át magyarázta meg. Todea-Cornea (2003) a piaci kockázat időbeli instabilitására hívja fel a figyelmet, a CAPM modell hibatagjai heteroszkedasztikusak, ezért White - féle korrekciót kell bevezetni. A korrekció bevezetése után is a CAPM modell érvénytelen marad a romániai tőkepiacon.

## II.3. MARTINGÁL-ÁRAZÁS, ARBITRÁZSÁRAZÁS

### II.3.1. A martingál-árazás elméleti építőkövei

A hatékony piacok elméletének és a CAPM modellnek a kifejlődése szinte egybe esett a nagy, amerikai származtatott piacok (elsősorban a „Chicago Board of Options Exchange”, CBOE) megnyitásával, és ezt követően a származtatott piacok likviditása és az ügyletek típusának drasztikus növekedése kezdődött.

Sokáig azt remélték, hogy a CAPM segítségével majd a származtatott termékeket is sikerül majd beárzni, ám sehogyan sem sikerült várható érték-variancia alapon olyan matematikai modellt levezetni, amely pl. egy vételi részvényopció méltányos árát meg tudta volna adni, vagy a piacon tapasztalható opciós prémiumokra megbízható becslést tudott volna adni.

Mindezt megváltoztatta a Black-Scholes szerzőpáros 1973-as cikke (Black-Scholes, 1973), amelyben egy új fogalom, a szintetikus arbitrázs segítségével tudnak eljutni az opcióárazás híres alapképletéhez. Minthogy levezetésükben a pénzáramok replikálásán kívül a hővezetés parciális differenciálegyenletéhez is visszanyúlnak, ezért azután megnyílhatott az újabb, egzotikusabb, összetettebb származtatott termékek árazásának hosszú és túlnyomórészt sikeres útja.

Nem célom elmélyedni a származtatott termékek színes és bonyolult világába, ebben az értekezésben csupán az érdekel, hogy a származtatott termékek értékelése (mely, mint kiderült erőteljesen különbözik az alaptermékekétől) hogyan függ össze a tőkepiaci hatékonyság fogalmával?

Ehhez azonban néhány bekezdés erejéig bemutatom a származtatott termékek értékelésének legáltalánosabb, de egyben legegyszerűbb matematikai modelljét, a martingál folyamatok árazásának alapelveit.

A martingál-árazás technikai részleteit, a következőkben ismertetett tételeket igen részletesen ismerteti a magyar nyelvre is lefordított „Pénzügyi kalkulus” c. tankönyv (Baxter-Rennie (2007)).

A martingál folyamat alapvető definíciója a következő: adott  $\Phi_t$  információhalmaz esetén a martingál folyamat következő időszakban realizálható hozamának várható értéke megegyezik az előző időszak hozamával:

$$E(r_{i,t+1} | \phi_t) = r_{i,t} \quad (27.)$$

A  $\Phi_t$  információhalmaz nem más, mint az árfolyamok múltbeli változása. Másként felírva:

$$E(r_{i,t+1} | r_{i,t}, r_{i,t-1}, \dots, r_{i,t-n}) = r_{i,t} \quad (28.)$$

A martingál tulajdonképpen a méltányos játék („fair game”) újrafogalmazása. A martingál modellt éppen az teszi széles körben alkalmazhatóvá, hogy nem egy különösebben szigorú feltétel: nem feltételez semmit a valószínűség-eloszlásról, ugyanúgy ahogy a kockázatról vagy a befektetői racionalitásról sem.

Mégis a származtatott termékek árazásakor a véletlen bolyongás alábbi specifikációjából indulnak ki (általánosított Wiener-folyamat, vagy geometriai Brown mozgás):

$$dS(t) = \mu S dt + \sigma S dW(t) \quad (29.)$$

Azt mondjuk, hogy a folyamatnak van egy  $\mu$  várható értékkel jellemezhető trendje és egy sztochasztikus zajkomponense  $dW(t)$ .

Az úgynevezett sztochasztikus vagy Ito-analízis adja meg az ilyen folyamatok differenciálásának és integrálásának korántsem triviális módjait, ennek részletes ismertetésétől eltekintek.

Az általánosított Wiener folyamat nem martingál, hiszen trendkomponenst is tartalmaz, várható értéke egyre távolodik a kiindulási ponttól. Azonban ha a trendkomponenst valamilyen módon ki lehetne szűrni, akkor már martingál tulajdonságú folyamatunk lenne. Erre szolgál az úgynevezett mértékcseré.

### **A mértékcseré fogalma**

Egy sztochasztikus folyamat martingál tulajdonsága mindig függ a valószínűségek halmazától, vagy folytonos esetben attól a valószínűségeloszlástól, amely a folyamatot definiálja. Ugyanazokat a realizációkat (filtrációt) tartalmazó sztochasztikus folyamat lehet martingál egy bizonyos mértékre nézve, míg egy másik mértékre nézve nem. Ezért hasznos tudni hogyan lehet megadni egy sztochasztikus folyamat alakját, ha áttérünk egy másik mértékre. Ez az ún. Radon-Nikodym deriváltak segítségével történik. Ha adottak a  $P$  és  $Q$  ekvivalens mértékek, és egy  $\omega$  út (a véletlen folyamat egy konkrét realizációja) egy  $t_1, \dots, t_n$  idősorra, továbbá  $x_i$  az állapotértékek sorozata, akkor a  $T$  időpontra és  $\omega$  realizációra értelmezett Radon-Nikodym derivált az útvonal- valószínűségek hányadosának határértéke (Baxter-Rennie, 2007) :

$$\frac{dQ}{dP}(\omega) = \lim_{n \rightarrow \infty} \frac{f_{Q,n}(x_1, \dots, x_n)}{f_{P,n}(x_1, \dots, x_n)} \quad (30.)$$

Az árazás szempontjából annak van kiemelkedő jelentősége, hogy miként lehet egy bizonyos mérték alatt nem-martingál folyamatot alkalmas mértékcserevel martingál folyamattá alakítani.

Erre adja meg a választ a Cameron-Martin-Girsanov tétel, amely a következő Radon-Nikodym deriváltat adja meg a mértékcsere megvalósításához:

$$\frac{dQ}{dP} = \exp(-\gamma W_T - \frac{1}{2} \gamma^2 T) \quad (31.)$$

ahol Q, P a már ismertetett valószínűségi mértékek,  $W_t$  a Wiener-folyamat, T az eltelt idő,  $\gamma$  pedig egy jól meghatározott paraméter, amely úgy értelmezendő, hogy egy  $W_t$  Wiener folyamat amely P mérték szerint martingál, a fenti módon meghatározott Q mérték szerint már nem martingál hanem éppen egy  $-\gamma t$  növekedési ütemű folyamat.

### II.3.2. Árazás a martingál-reprezentációs tétel segítségével

A martingál-árazás legfontosabb eszköze a martingál reprezentációs tétel, ami kimondja, hogy bármely N folytonos martingál felírható egy ugyanolyan mérték szerinti M martingál és egy úgynevezett előrelátható folyamat ( $\phi$ ) segítségével a következőképpen

$$N_t = N_0 + \int_0^t \phi_s dM_s \quad (32.)$$

A gyakorlatban az N martingál lehet a származtatott termék, M az alaptermék,  $\phi$  pedig egy visszafele (a jövőbeli kifizetésektől a jelenlegiek felé haladva) felépített árfolyamfa.

Legáltalánosabban a martingál-árazás a következő lépésekből áll (Baxter-Rennie, 2007, Száz, 2003):

1. Az alaptermék árfolyamát diszkontáljuk a kockázatmentes kamatlábbal
2. Keresünk egy alkalmas mértéket, amelyre nézve a származtatott termék árfolyama martingál
3. Kiszámoljuk a származtatott termék lejáratkori kifizetésének jelenértékét
4. Elvégezzük a mértékcsere-t a Martin-Girsanov tétel segítségével
5. A származtatott termék kifizetéseiből előrelátható folyamatot képezünk
6. Alkalmazzuk a martingál reprezentációs tételt az alaptermék és a származtatott termék értékének összekapcsolására, a származtatott termék beárazására.



Harrison és Pliska (1981) megadja a martingál árazás alaptételének két kijelentését, amelyeket a racionális árazás alaptételeként is emlegetnek:

1. A piac akkor és csak akkor arbitrázsmentes, ha létezik martingál mérték
2. A piac akkor és csak akkor teljes, ha ez a martingál mérték egyértelmű

Megjelenik tehát a **teljes tőkepiac** központi jelentőségű fogalma, hiszen a martingál árazás csak akkor működik, ha minden egyes tőkepiaci termék pénzáramlását (legyen az alap- vagy származtatott termék) felírhatjuk más termékek pénzáramának lineáris kombinációjaként. A teljes tőkepiac feltételrendszere a következőkben foglalható össze:

1. arbitrázsmentesség
2. súrlódásmentesség
3. tökéletes replikálhatóság
4. önfinanszírozó stratégiák
5. egyértelmű martingál-mérték
6. kockázat egységes piaci ára

A feltörekvő piacokra általában a származtatott piacok alacsony likviditása, az azonnali piacokhoz képest is hangsúlyos alulfejlettsége a jellemző, ennél fogva igen kevés, a martingál-árazással vagy egyáltalán a származtatott termékek árazásával foglalkozó tanulmánnyal találkozhatunk ezeken a piacokon.

Magyarországon a téma egyik meghatározó szakértője Száz János, aki 2003-as „Kötvények és opciók árazása” című tankönyvében (Száz, 2003) arra hívja fel a figyelmet, hogy a martingál-árazás nemcsak az olyan „explicite” származtatott termékekre alkalmazható, mint pl. a részvényopció de a legkülönbözőbb kötvényekre is, hiszen azok tulajdonképpen kamatláb-derivatívumok. Sajnos a magyar tőkepiac gyakorlatában sem az opciók, sem a kötvények terén nem honosodtak meg kellőképpen a martingál-árazás eszközei.

További, empirikus tanulmányok között említhető Mikolasek (1998) aki devizaopciók árazását tanulmányozza a forint csúszó leértékelésének körülményei között, Zsembery (1999) pedig arról értekezik, hogy miként lehet összetett opciós pozíciók segítségével volatilitás-kereskedést, spekulációt vagy fedezetet végrehajtani.

## II.4. A FŐÁRAMLATOT KÉPEZŐ ÁRFOLYAMELMÉLETEK FELTÉTELRENDSZEREI

Nem egyszerű kérdéskör a tökéletes piac – teljes piac – hatékony piac fogalomhármass közötti összefüggésrendszer. Mégis, alaposan végigelemezve az egyes kategóriák feltételrendszerét, megállapítható, hogy tulajdonképpen három eltérő fogalomról van szó, melyekben az egyetlen közös<sup>23</sup> vonás-feltétel az **arbitrázsmentesség**. Ebből a rendszerezésből is szembetűnik az arbitrázsmentesség jelentősége, mint a modern pénzügytan legfontosabb árazási-értékelési alapelve.

Az arbitrázsmentesség feltételének különös jelentőségét emeli ki az a tény, hogy végső soron az arbitrázsmentesség a hatékonyság híveinek legerősebb bástyája, a pénzügyi viselkedéstani vagy a piaci mikrostruktúra oldaláról jövő támadások útjába állított „legvégső mentővár”. Ezért nagyon jelentős az arbitrázs korlátainak kérdése, hiszen ha az arbitrázs nem korlátlan, akkor még a nem tökéletes hatékonyság is sérül.

Az **arbitrázs korlátainak** jelentőségét a pénzügyi viselkedéstan is felismerte (Shleifer, 2000). A pénzügyi viselkedéstan hívei kiemelik, hogy a valós piacokon az arbitrázs nemcsak költséges, hanem kockázatos is. Az arbitrázs költségessége azt jelenti, hogy például a szintetikus arbitrázs megvalósításához arra van szükség, hogy egy bizonyos értékpapír pénzáramlását más értékpapírok portfóliójából állíthassuk elő. Ezt egyrészt korlátozzák a különböző tranzakciós költségek másrészt az, hogy a valós piacokon nem teljesül az értékpapírok végtelen oszthatóságának-sokszorozhatóságának a feltétele. Bizonyos papírokból egyszerűen nem elegendő a kínálat arra, hogy minden pillanatban dinamikus replikálási stratégiákat hajthassunk végre. Először is vannak az ügyletkötések számával arányosan növekedő, valamint a rögzített nagyságú kezelési költség-tételek. Emellett a tökéletes arbitrázshoz elengedhetetlen feltétel a fedezetlen eladás („short selling”) lehetősége is, aminek nem csupán többletköltség vonzata van, hanem igen sok helyen szabályozási akadályokba is ütközik. Olyan, pl. az amerikai piacon nagyméretű szereplők, mint a magánnyugdíj alapok törvény által tiltottak a fedezetlen pozíció felvételétől. Számos feltörekvő piacon a szabályozás nem teszi lehetővé a fedezetlen eladást. Harmadszor és nem kevésbé jelentős módon a beárazási hibák feltérképezése költséges információ-szerzési folyamat nyomán valósítható meg.

---

<sup>23</sup> Mindhárom kategóriában közös

Az „arbitrázs kockázatossága” pedig, bármennyire paradoxálisnak is hangzik, létező jelenség. Kockázatos az arbitrázs akkor, amikor egy erős trenddel rendelkező piacon még a teljesen racionális szereplők, akik felismerik az árazási hibákat, például a részvények túlárazottságát, nem számolják fel birtoklási (hosszú) pozíciójukat, annak reményében, hogy az irracionális mámor tovább hajtja az árfolyamokat felfele („noise trader risk”, DeLong et al, 1990). Hogy az arbitrázs mennyire kockázatos lehet, annak legjobb bizonyítékai között említhető a „Long Term Capital Management” (LTCM) kockázati alap csődje, amely éppen az állampapír-piaci kockázatmentes arbitrázsműveletekből tett szert jelentős nyereségekre, 1998-ban bekövetkezett összeomlását megelőzően (Dunbar, 2005).

Éppen a szóbanforgó kockázatos arbitrázs miatt számos szerző szerint (Black, 1976; De Long et al, 1990) a legtöbb befektető-kereskedő hajlandó a piac trendjével egy irányba menni még akkor is, ha ez a fundamentális értéktől való eltávolodást vonja maga után. Az arbitrázs kockázatának jelentőségét emeli a pénzügyi piacokon is jelen lévő megbízó-ügynök probléma. Röviden arról van szó, hogy számos piaci bróker nem saját, hanem az ügyfeleinek a pénzével kereskedik. Számos alkalommal a kereskedő nem mer a piaci irracionális trendekkel szemben kereskedni jogosan tartva attól, hogy egy esetleges kudarc, vagy veszteség esetén megbízója számon kérheti tőle, hogy miért nem követte a piacot? Shleifer és Vishny (1997) szerint az ilyenfajta óvatosság, az ügyfél elvesztésének félelme egy igen elterjedt viselkedéstani vonása a tőkepiaci szereplőknek, akik ezáltal tovább távolítják a piacot a tökéletes, kockázatmentes arbitrázs világtól.

További tényezőként említhető, hogy nemcsak a Black (1976) által megnevezett zajos kereskedők („noise traders”) okolhatók a konzisztens anomáliákért, hanem a jól informált, szofisztikált befektetők döntéshozatala is szisztematikus torzításokkal teli. Sőt, bizonyos kísérletekben kimutatták, hogy a legtöbb döntéshozó még a torzítások ismertetése után is úgy gondolta, hogy csupán a többi szereplő okolható ezekért a torzításokért (Babcock és Loewenstein, 1997).

Az arbitrázs korlátainak kérdése mindenképpen a piaci mikrostruktúra irányába vezet minket. Ezen a vizsgálódási területen az egyik első igazán nagy port kavaráó cikk Myron Scholes tollából jelent meg 1972-ben (Scholes (1972)). Az ekkor még kezdő kutató vizsgálódásai arra törekedtek, hogy meghatározza a részvények iránti keresleti függvény alakját.

A kiindulópontot az a hipotézis jelentette, miszerint amennyiben a tőkepiacon tökéletes verseny áll fenn, akkor a részvények iránti keresletnek és egyensúlyi árnak is úgy

kellene viselkedni, mint ahogyan azt a mikroökonómiából ismert általános tökéletes verseny előírja. Ez azt jelenti, hogy:

- a részvények egymás között tökéletesen helyettesíthetők
- a tőkepiaci szereplők árelfogadók
- a tranzakciók volumenének semmiféle hatása nem lehet az árfolyamra
- a részvények iránti kereslet tökéletesen árrugalmas
- az árfolyamok csakis új, fundamentális információ hatására mozdulhatnak el

Scholes nyomán helyettesítési hipotézisként ("substitution hypothesis") emlegetik ezt, az egymást kölcsönösen implikáló feltételekből álló rendszerezést. Vizsgálatának középpontjában különösen az utolsóként említett nyugtalanító kérdés állt, nevezetesen, hogy mitől van az, hogy releváns, új információk hiányában is elmozdulhatnak a tőkepiaci árfolyamok?

A kiindulópontként megfogalmazott helyettesítési hipotézissel ellentétben a nagyvolumenű tranzakciók elemzéséből Scholes arra jut, hogy más hatások is fennállhatnak, amelyek megmagyarázhatják az információ hiányában történő árfolyammozgást. Ezért két további hipotézist fogalmaz meg, amelyek ellentmondanak az elsőnek.

Az információs hatás hipotézisének ("information effect hypothesis") értelmében, a nagyobb tranzakciók információt közvetítenek, ezért információ-értékük alapján elmozdíthatják az árfolyamot. A nagy volumenű, vásárló által kezdeményezett tranzakciót jó hírként, az ugyancsak nagy volumenű de eladó által kezdeményezettet rossz hírként könyveli el a piac.

Az árnyomás hipotézis ("price pressure hypothesis") szerint az információ-közvetítéstől függetlenül további technikai okai is lehetnek az információ nélküli árfolyammozgásnak. A nagyobb volumenű tranzakciók esetében ugyanis könnyebben, gyakrabban előfordul, hogy egy vételi vagy eladási ajánlat nem talál megfelelő ellentétes pozícióra ezért ajánlati árak emelésére, illetve csökkentésére kényszerül a kezdeményező. Ezek tipikusan átmeneti árfolyammozgások, amelyeknek azonban fontos szerepük van a tőkepiaci volatilitás fokozásában.

Amennyiben a helyettesítési hipotézis érvényesülése helyett az utóbbi két helyzet fordul elő akkor az értékpapírok nem tökéletes helyettesítők, az irántuk megnyilvánuló keresleti görbe negatív lejtésűvé válik és az arbitrázs ebben az esetben nem korlátlan, legalábbis nem minden egyes értékpapír tekintetében.

Ezek a mikrostruktúra tényezők a pénzügyi viselkedéstannal együtt rövid távon leggyakrabban eltérítik az árfolyamokat a fundamentális értéktől, de sokszor, ahogy arra

Shiller (2005) is felhívja a figyelmet középtávon is tartós, mámoros felülárazást eredményezhetnek. Ezért nem érdektelen az a kérdés, hogy milyen időtáv után válik (Grosman-Stiglitz értelemben) hatékonyra egy tőkepiac. Akár „kitisztulási időszaknak” is elkeresztelhetnénk<sup>24</sup> ezt az időtávot, amelynél rövidebb időszakok tekintetében a tőkepiaci szereplőknek és a gazdaságpolitikai döntéshozóknak fokozottan tekintetbe kell venni a pénzügyi viselkedésen torzításait is.

Az empirikus tesztek irodalmából levonható továbbá az a következtetés is, hogy a hatékonyság egyes konkrét matematikai specifikációi (CAPM, APT, Black-Scholes modell) sokkal könnyebben támadhatók, mint a hatékonyság általános koncepciója. Különösen az ún. „Roll kritika” (Roll, 1977) és Fama (1992) mutattak rá meggyőzően arra, hogy a konkrét modellektől nem várható el, hogy tesztelhetően, akkurátusan visszaadják egy hatékony tőkepiac működését, árfolyamalakulását.

Ezt a fogalomköri összehasonlítást mutatja a következő oldalon a 6. ábra, melyből az is kitűnik, hogy a származtatott termékek martingál-árazását biztosító teljes piac egészen más fogalmakkal operál, mint az alaptermékek árazását biztosító tökéletes piac. Az is nyilvánvaló, hogy a hatékonyság sokkal szerényebb, kevésbé idealisztikus követelményeket támaszt a tőkepiaccal szemben, hiszen hatékonyság akkor is fennállhat, ha egyébként léteznek tranzakciós költségek és egyéb súrlódásos tényezők.

Nagyon fontosnak tartom kihangsúlyozni, hogy melyek azok a feltételezések, amelyek nem feltétlenül szükségesek ezekben az idealizált piaci kategóriákban:

- árfolyamok, hozamok eloszlásfajtajának (normális, lognormális) kikötése
- a racionális magatartás kikötése

Azért is fontos ez a megjegyzés, mert ezek a feltételek szükségesek például a CAPM modell érvényességéhez de általában a hatékonyság érvényesüléséhez nem, hiszen, mint említettem, a CAPM csak egy konkretizálása, ha úgy tetszik, speciális esete a hatékony piacok modelljének.

A martingál-árazás általános keretrendszere nem, de a Black-Scholes levezetés tartalmaz néhány feltételt, amelyre később még visszatérek a volatilitás-anomáliák tárgyalása alkalmával (IV.2.5.). Ilyenek az állandó várt volatilitás feltevése vagy az árfolyamok lognormális eloszlásának feltevése. A Black-Scholes formula és általában a martingál alapú árazás meglehetősen erős, megbízható eszközeivé váltak a származtatott termékek árazásának. Az empirikus tanulmányok azonban itt is több olyan jelenségre hívták fel a figyelmet, amit a

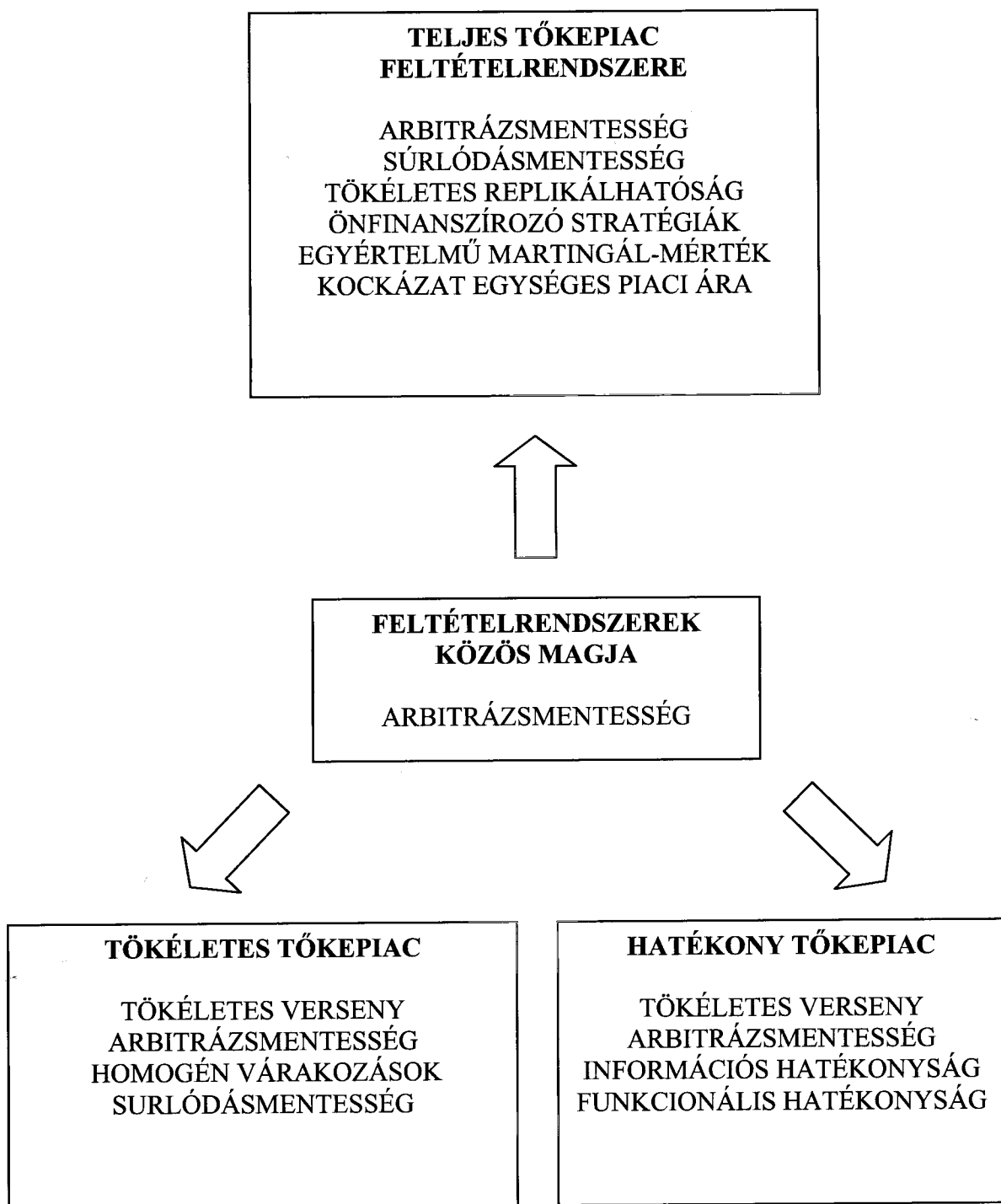
---

<sup>24</sup> Éppen ilyenfajta véletlen bolyongás és nem véletlen bolyongás közötti váltakozási időszakokat azonosított Todea és Zoicas (2008)

modell nehezen tudott megmagyarázni (a volatilitás lejárat szerkezete, a „volatilitás-mosoly”).

A volatilitás lejárat szerkezete azt mutatja, hogy a piac nem állandó, determinisztikus, hanem sztochasztikus volatilitást vár az alaptermék árfolyamával kapcsolatosan. A volatilitás lejárat szerkezetéről bővebben lásd Shiller (1989), Peters (1994).

A volatilitás-mosoly és volatilitás-grimasz jelensége esetén az azonos alaptermékre kiírt opciók visszaszámított volatilitása eltérő a különböző kötési árak szerint. Ez meglehetősen ellentmondásos, mivel intuitíve ebből az következne, hogy a piac ugyanazon alapterméknek több volatilitás-értéket is tulajdonít egyensúlyi körülmények között. E jelenségek az 1987-es tőzsdekrach után kerültek előtérbe, azóta a jelek szerint a piac a normális eloszlásnál nagyobb valószínűséget rendel az extrém árfolyammozgásokhoz, az alacsony kötési árú opciók visszaszámított volatilitása igen magas. A volatilitás-mosolyról és grimaszról bővebben értekezik Derman (1994).



6. ábra. A főáramlatú modellek feltételrendszere

### III. A PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTAN MODELLJEI

#### III.1. A PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTAN ELMÉLETI ÉPÍTŐKÖVEI

A bevezető részben már megindokoltam, hogy a hatékony piac elméletével szemben kifejlesztett alternatív elméletek közül a pénzügyi viselkedéstannál fogok bővebben értekezni. Ehhez azonban egy rövid kitérőt kell tennem az általánosabb gazdasági viselkedéstan, a gazdaságpszichológia irányába.

Ámbár a főáramlatú („mainstream”) közgazdaságtanhoz képest gyerekcipőben járó tudományterületről van szó<sup>25</sup>, a gazdasági viselkedéstan (gazdaságpszichológia, „behavioural economics”, BE) alapvető meggyőződése, hogy a közgazdaságtan feltételei között maradv a pszichológia területéből merített megfontolások alátámasztásával javítható a gazdasági elemzés eredményessége – pl. valósághűbb elméleti háttér létrehozásával, a jelenségek jövőbeni állapotának pontosabb becslésével, esetleg jobb befektetési vagy éppen gazdaságpolitikai javaslatokkal állhatunk elő.

Az elmélet táptalajául a neoklasszikus megközelítés elméleti kerete szolgál, mely hasznos kiindulópont a viselkedés feltételeinek elemzéséhez.

Több egyidejű kutatás vezetett a mai gazdaságpszichológia kialakulásához. A híres Allais-, illetve Ellsberg paradoxonok rámutattak a várható hasznosság elve és a szubjektív elvárt hasznosság közötti ellentmondásokra (e paradoxonokat áttekinti Thaler (2005)).

A pénzügyi viselkedéstan („behavioural finance”, BF) mint a gazdaságpszichológia részterülete, a korábbi fejezetekben bemutatott modellekkel szemben arra a következtetésre jutott, hogy a piaci szereplők döntéseikben szisztematikusan eltérnek a tiszta racionalitástól (vagyis különböző, a tiszta racionalitásnak ellentmondó hüvelykujjszabályok ill. előítéletek alapján döntenek), és ebből következően döntéseik következményeit nem lehet nulla várható értékű „fehér zajként” beépíteni a matematikai modellekbe.

Habár a pénzügyi viselkedéstan eredményei kevésbé formalizálhatók, matematikailag igen nehezen kezelhetők, mégis ez az elmélet a megfigyelt, racionálistól eltérő magatartásminták átfogó leíró elemzését adja, és ezáltal hasznos eszköztárat biztosít a további elemzések számára.

---

<sup>25</sup> Bodie-Kane-Marcus: Investments (Befektetések) (2005) tankönyv az „infant science” azaz még „kiskorú tudomány” jelzővel illeti



Elmélettörténeti szempontból az adott meghatározó lendületet a BF kifejlődésének, hogy a '70-es '80-as évektől kezdődően a pénzügytanos közgazdászok kezdték elfogadni az egyre gyakrabban kimutatott tőkepiaci anomáliákat majd pszichológiai alapokon egy ígéretes irányt azonosítottak egy új elméleti paradigmához.

### **III.1.1. A kilátáselmélet és továbbfejlesztései**

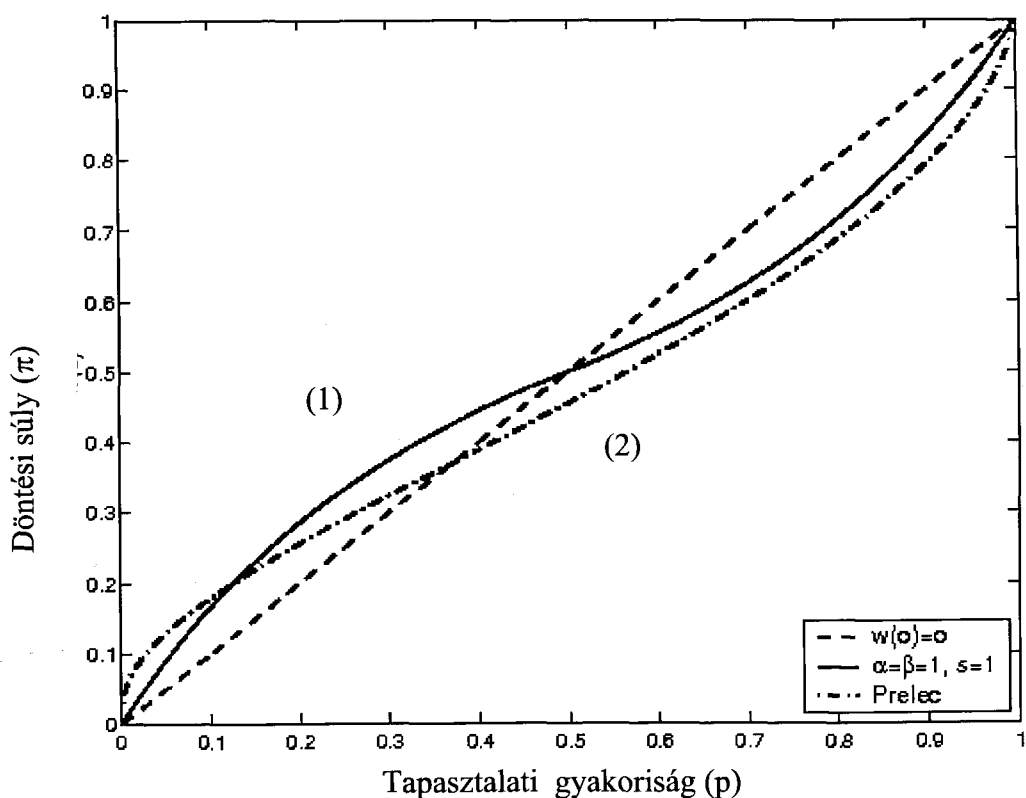
1960 körül vált a kognitív pszichológia uralkodó ágazattá a pszichológián belül. Amos Tversky és Daniel Kahneman pszichológusok viszonyítási alapul olyan gazdasági modelleket alkalmaztak, amelyek a pszichológiai modellekkel is konzisztensek. 1979-ben napvilágot látott alapművükben, a „Kilátáselmélet: döntéshozatal kockázat mellett” című cikkben dokumentálták a várható hasznosság elméletének megsértését és egy pszichológiai alapokon nyugvó axiomatikus elméletet javasoltak ennek magyarázatára, melyet „kilátáselmélet”-nek („prospect theory”) kereszteltek el.

A kilátáselmélet első ránézésre nagyon hasonlít a klasszikus hasznosságelméletre, ugyanis ebben az elméletben is a vagyon hasznossági függvényének meghatározása a cél, de ellentétben a várható hasznosság elméletével itt nem a vagyon abszolút szintje, hanem a befektetés előtti szintjéhez képest történt vagyonváltozások a mérvadóak. Ezen túlmenően az elmélet tekintetbe veszi azt a kísérleti alapon bizonyított tény is, hogy a hasznosságot is szubjektív torzításokon keresztül érzékelik a döntéshozók. A döntéshozó szubjektumát a valószínűségek szubjektív értékelésével (döntési súlyfüggvény) és az ún. értékfüggvény segítségével, azaz kettős függvénytranszformációval ágyazzák modelljükbe, melynek legfontosabb felismerései a hasznosságelmélet kritikájára épülnek. A kettős transzformációra azért van szükség, mert a döntéshozók nem racionálisak, azaz döntéseiket nem a bekövetkezési valószínűségek, illetve nem a hasznosság talaján hozzák. Mindkét, a hasznosságelméletben a korlátozott racionalitás kiindulópontjául szolgáló változót – bekövetkezési valószínűség és hasznosság - az egyének „eltorzítják”, ezért van szükség a transzformációra.

Az első transzformációs lépés a hipotetikus döntési súlyfüggvény („decision function”) megszerkesztése. A hipotetikus döntési súlyfüggvény azon alapul, hogy az egyéni döntéshozók hajlamosak arra, hogy a viszonylag kis valószínűséggel bekövetkező eseményeket túlbecsüljék, ugyanakkor a nagyobb bekövetkezési valószínűségek esetében biztosra mennek. Ez azt jelenti, hogy a bekövetkezési valószínűségek nem kicsi és nem nagy

tartományában – tehát tulajdonképpen majdnem minden bizonytalan döntési szituációban - a döntéshozók általában alulértékelnek.

Ez azzal jár együtt, hogy a bekövetkezési valószínűségek jövőbeli állapotokhoz való hozzárendelése nem a hasznosságelvű döntéshozatal által feltételezett, klasszikus Kolmogorov – tételek alapján történik. Nem hisszük el, hogy bizonyos dolgok velünk is megtörténhetnek, a kellemetlen dolgok mindig másokkal történnek meg, legalábbis szeretjük ezt hinni magunkról. Ez persze nem egyeztethető össze a racionális magatartási axiómákkal sem.



7. ábra A kilátásméletben használt döntési súlyfüggvény különböző empirikus megközelítései (az 1-es a Kahneman-Tversky, a 2-es, szaggatott pedig a Prelec-féle függvényforma). Forrás: Martins, R.C. (2006)

A 7. ábrán különböző, empirikus felmérések eredményeképp létrejött döntési súlyfüggvényeket láthatunk.

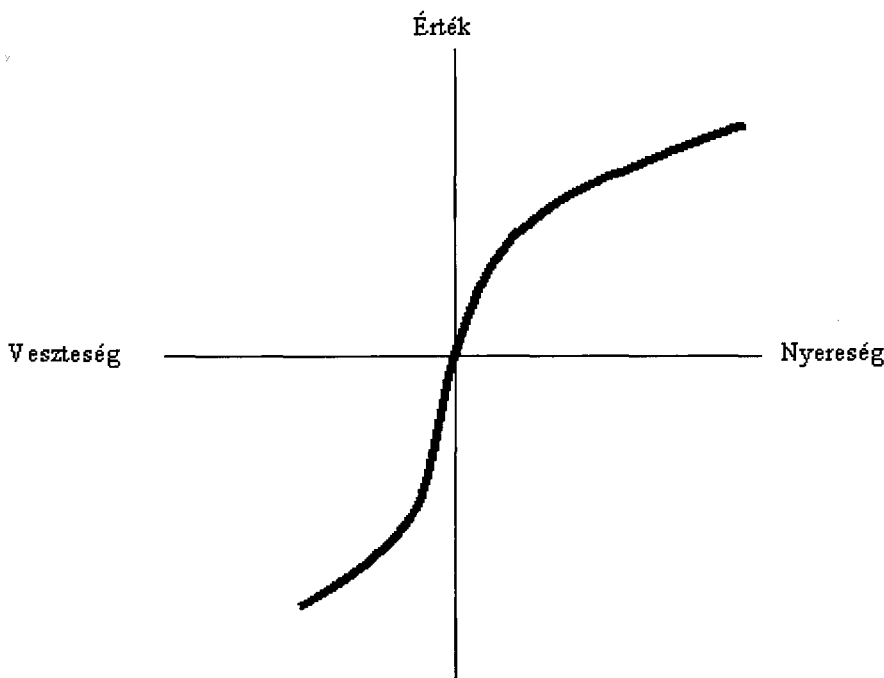
A transzformáció második lépése, a hasznosság egyéni értékévé konvertálása azon alapul, hogy az egyéni döntéshozók viszonyítási alapja a jelenlegi „status quo” és nem a „zéró vagyonszint” (Ellátottsági, birtoklási hatás, „Endowment – Effect”). Ehhez képest értékelnek

minden elmozdulást, amit egy új alternatíva okozhat. Ez éppen ezért lehet pozitív és negatív irányú.

Megfigyelhető, hogy nyereség-tartományokban a döntéshozók általában kockázatkerülők, ugyanakkor veszteségtartományban kockázatbaráttá válnak. Ez szintén nem felel meg sem a racionális magatartási axiómáknak, sem a hasznosságelvű döntéshozatal szabályainak.

Mindezek tükrében a kilátáselmélet alapvető feltevései a következők:

- aszimmetria: egy adott állapothoz képesti elmozdulásra nem szimmetrikusak a döntéshozó reakciói: a vagyoni helyzet csökkenésére érzékenyebben reagálunk, mint annak növekedésére, egységnyi vagyon-vesztés nagyobb hasznosságcsökkenést okoz, mint amennyi hasznosság-növekedést a vagyon egységnyi növekedése. Ekkor a hagyományos „kockázat-kerülés” („risk aversion”) helyét átveszi az ún. „veszteség-kerülés” („loss aversion”).
- A vagyon változására történő reagálás nagyrészt a vonatkoztatási ponttól (a jelenlegi vagyoni helyzettől) függ. Fontos hogy ettől a ponttól balra illetve jobbra az értékfüggvény meredeksége nem egyezik meg, ott a függvény nem deriválható, törésponttal („kink”) rendelkezik. Igen fontos, hogy a jelenlegi vagyoni helyzet, mint az értékfüggvény szinguláris pontja, dinamikusán értelmezendő: minden egyes vagyonváltozás megváltoztatja ezt a referencia-értéket.



8. ábra: A kilátáselméletben használt értékfüggvény.

Forrás:saját szerkesztésű grafikon Kahneman-Tversky (1979) nyomán

Az értékfüggvény tulajdonságai (8.ábra):

- a nyereséges szakaszon konkáv, ekkor a befektetők általában kockázatkerülők
- a veszteséges szakaszon konvex, a befektetők kockázatbaráttá válnak
- nem szimmetrikus: a veszteséges szakasz meredekebb, mint a nyereséges, egyszerűen fogalmazva a veszteség okozta bánat erősebb, mint a nyereség okozta öröm. A veszteség és nyereség éles elkülönítését Thaler (1980) a hatások ún. „mentális elszámolása”-nak („mental accounting”) nevezi.

**Kumulatív kilátáselmélet.** A kumulatív kilátáselmélet a klasszikus kilátáselmélet továbbfejlesztése, kiterjesztése melyet ugyancsak a Kahneman-Tversky szerzőpáros fejlesztett ki 1992-ben. A kumulatív a következő pontokban haladja meg a klasszikus kilátáselméletet:

1. Bármely véges kilátásra (lottóra alkalmazható), de folytonos eloszlású kilátásokra is alkalmazható.
2. Nemcsak a valószínűségi együtthatókkal mért kockázatos, hanem az igen nehezen mérhető bizonytalan döntési helyzetekre is alkalmazható.
3. Nemcsak az értékfüggvény különbözik nyereségek és veszteségek esetén, hanem a döntési súlyfüggvény is  $w^- \neq w^+$ .
4. Ellentétben a klasszikus kilátáselmélettel, ez a modell már kielégíti a sztochasztikus dominancia követelményeit. A sztochasztikus dominanciát részletesebben tárgyalja a III.2.3. alfejezet.

A Kahneman-Tversky szerzőpáros kérdőíves vizsgálatok nyomán a következő függvényformákat illeszti a tapasztalati adatokra.

Kumulatív értékfüggvény:

$$v(x) = \begin{cases} x^\alpha, & x \geq 0 \\ -\lambda(-x)^\beta, & x \leq 0 \end{cases} \quad (33.)$$

Kumulatív döntési súlyfüggvény:

$$w^+(p) = \frac{p^\gamma}{(p^\gamma + (1-p)^\gamma)^{\frac{1}{\gamma}}} \quad (34.)$$

$$w^-(p) = \frac{p^\delta}{(p^\delta + (1-p)^\delta)^{\frac{1}{\delta}}} \quad (35.)$$

Kahneman és Tversky kísérletei a paraméterekre az alábbi értékeket szolgáltatták:

$\alpha \approx \beta \approx 0,88$   $\lambda \approx 2,22$   $\gamma \approx 0,61$   $\delta \approx 0,69$ . Az  $\alpha$  és  $\beta$  paraméterek a kockázatkerülés eltérő paraméterei a nyereséges és veszteséges szakaszokon, a  $\lambda$  a nyereség-veszteség aszimmetria paramétere, a  $\gamma$  és  $\delta$  pedig a döntési torzítás eltérő paraméterei a nyereséges és veszteséges szakaszokon.

A „ $\lambda$ ” paraméter kiemelkedő jelentőségű, értéke úgy értelmezendő, hogy a döntéshozók átlagosan 2-szer nagyobb mértékben kerülnek a veszteséget, mint amekkora haszon-többletet jelent számukra a nyereség.

A  $\gamma$  és  $\delta$  paraméterek eltérő értékei az alábbiakban összefoglalt tény-együttes megerősítését hivatottak biztosítani:

- Kockázatkerülés nagy valószínűségű nyereségek esetén
- Kockázatkerülés nagy valószínűségű veszteségek esetén
- Kockázatkerülés kis valószínűségű nyereségek esetén
- Kockázatkerülés kis valószínűségű veszteségek esetén

A transzformációk után a döntési súlyfüggvény és az értékfüggvény ismerete mellett már megkereshető az optimális alternatíva, ami egyben a maximális értéket is eredményezi a döntéshozó számára. Akkor érdemes egy befektetési alternatívát megvalósítani, ha a döntési súlyokkal képzett értékfüggvénye pozitív:

$$V(A) = \sum_{i=1}^n v(x_i) \pi(p_i) \quad (36.)$$

ahol  $A$  a teljes vagyon,  $V$  illetve  $v$  az aggregált illetve az egyes alternatíváknak megfelelő érték,  $x_i$  az  $i$  alternatíva vagyonszintje,  $p_i$  az  $i$  alternatíva valószínűsége, amelynek torzult érzékelését a  $\pi$  transzformáció méri.

Érdemes megjegyezni, hogy a végső kumulatív hasznosság meghatározásában az értékfüggvényt és a döntési súlyfüggvényt kell kombinálni minden egyes paraméterükkel együtt. Ez azt jelenti, hogy egy ilyen módon konstruált aggregált értékfüggvény összesen hat darab paramétert ( $\alpha$ ,  $\beta$ ,  $\lambda$ ,  $\gamma$ ,  $\delta$ ) tartalmaz, amely mindamellett, hogy jól illeszkedik a tapasztalati adatokhoz, felveti a további függvény-specifikációk lehetőségét is, hiszen ilyen sok paraméterrel igen sokfajta adathalmaz leírható. Egyszerűbben fogalmazva, azok az igazán jó tudományos magyarázó erővel bíró modellek, amelyek kevés paraméterrel képesek sokfajta adathalmazt modellezni.

Éppen ezért további kutatások igyekeztek más függvényformákkal specifikálni a kumulatív kilátáselmélet által feltárt stilizált tényeket, a legnépszerűbb függvényformáknak Wu és Gonzales (1996) valamint a Prelec(1998) által azonosított specifikációk bizonyultak. Az előbbi szerzőpáros egy további együtthatót alkalmaz a (36) és (37) specifikációkhoz, amivel a függvény „magasságát” méri, Prelec (1998) azonban teljesen más függvényfajtaival próbálkozik (7. ábra) a döntési torzítás számszerűsítésére:

$$w(p) = e^{-(-\ln(p))^\gamma} \quad (37.)$$

ahol:

w – szubjektív döntési súly

p –objektív valószínűség (ennek közelítéseként a tapasztalati gyakoriság)

$\gamma$  - regressziós paraméter, amely a kockázatkerülés mértékét méri

A Prelec-féle függvényforma kétségtelen előnye, hogy a Kahneman - Tversky döntési függvény két paraméterét egyetlen paraméterrel ( $\gamma$ ) helyettesíti miközben a modell illeszkedése a tapasztalati adatokhoz nem romlik. A Wu-Gonzales függvény esetén ez nem mondható el, ott is a paraméterek száma kettő ( $\gamma$  és  $\delta$ ).

### III.1.2. A pénzügyi viselkedéstan további modelljei

A kilátáselmélet kifejlesztése utáni következő mérföldkövek a Chicago-i Egyetemen 1985 és 1986-ban megtartott konferenciák voltak, ahol rendkívül sok társadalomtudós osztotta meg nézetét. Tíz évvel később, 1997-ben a *Quarterly Journal of Economics* egy teljes kiadványt szentelt a gazdaságpszichológia és a pénzügyi viselkedéstan témájának.

A pénzügyi viselkedéstan módszertana kezdetben erősen támaszkodott a pszichológiai, kérdőíves kísérletek általános megállapításaira. Mára az elmélet túllépett a kísérleti megállapításokon és magába foglalja a közgazdászok által alkalmazott módszertan egész sorát a kísérleti adatokra történő ökonometriai függvényillesztéstől egészen az agy működésének vizsgálatáig. Megjegyzendő, hogy a pénzügyi viselkedéstan nem az alkalmazott kísérleti módszer alapján definiálja magát, hanem sokkal inkább a közgazdaságtanban alkalmazandó pszichológiai ismeretek halmazaként.

A pénzügyi viselkedéstan módszertanában, szakmai nyelvezetében visszatérő kifejezések a „heurisztika” és az „anomália”. „Heurisztika” alatt valamiféle szuboptimális, nem minden esetben racionális lépéssorozatot, algoritmust értenek, amelyekhez a döntéshozók igen gyakran folyamodnak olyankor, amikor korlátozott idő vagy korlátozott mennyiségű információ áll rendelkezésükre, ami nem teszi lehetővé az optimális

döntéshozatalt. Ugyanakkor a közgazdászok „anomáliának” tekintenek minden olyan jelenséget, amely nem magyarázható meg a racionális magatartás és döntéshozatal axiómarendszerével, de ugyanúgy beszélnek „tőzsdei anomáliákról” amikor a tőzsdei árfolyamok valamilyen rendszeres mintát követve eltávolodnak a véletlen bolyongástól. Ilyen értelemben tehát az anomália tágabb fogalomnak bizonyul, mint a heurisztika de igen sokszor szinonimként is használják őket.

**Reprezentativitási heurisztika.** Az egyik leggyakrabban idézett ilyenfajta jelenség az úgynevezett „reprezentativitási heurisztika”. A reprezentativitási vagy jellegzetességi heurisztika alappéldájaként a következő problémát szokták felvázolni (Hurley-Fuller, 1999):

Mary csendes, szorgalmas és nagyon foglalkoztatják a társadalmi kérdések. A Berkeley Egyetemen végzett tanulmányai alatt kedvenc tárgyai az angol irodalom és a környezetgazdálkodás volt. Ezen információk alapján melyik válasz a legvalószínűbb az alábbiakból?

- a) Mary könyvtáros.
- b) Mary könyvtáros és egy környezetvédő társaság tagja.
- c) Mary a bankszektorban dolgozik.

A válaszadók többsége szerint Mary könyvtáros és környezetvédő társaság tagja. Mary előéletéből ugyan semmi nem determinálja a foglalkozását, a válaszadók azonban nagymértékben egyszerűsítettek illetve tipizáltak. Ha logikusan, „teljesen racionálisan” közelítjük meg a problémát akkor a valószínűség klasszikus értelmezéséből kellene kiindulni, mely szerint valamely esemény valószínűsége egyenlő a kedvező esetek és az összes lehetséges eset számának arányával. A kedvező esetek számát megbecsülve természetesen a „b)” válasz a legvalószínűtlenebb, mert az biztos, hogy van olyan könyvtáros, aki nem tagja semmilyen környezetvédő csoportnak, ezért az „a)” halmaz a nagyobb, tehát a valószínűbb. Aki szerint Mary könyvtáros, az nem vette figyelembe, hogy az egyetemi kedvenc tantárgy nem feltétlenül határozza meg a későbbi munkahelyet, de még inkább nem érzékelte, hogy a bankszektorban dolgozók és a könyvtárosok létszáma között nagyságrendnyi különbség van, azaz ami első ránézésre egyértelműnek, tipikusnak tűnt, a valószínűség szabályai szerint nem lehetett a helyes válasz. A legtöbb heurisztikához hasonlóan a reprezentativitás is egy gazdasági rövidlátási jelenség („miópia”), mely számos esetben minimális kognitív ráfordítás mellett próbál ésszerű döntést hozni, de néhányszor eredménytelenül, a normatív alapelveket megsértve.

A reprezentativitás másik terméke az ún. „kis számok törvénye” („law of small numbers”- Shiller, 1998): az a helytelen következtetés, amikor a kis mintáról azt feltételezzük,

hogyan fejezi az alapsokaság tulajdonságait. „Játékosi téveszme” („gambler’s fallacy”), ahogy az emberek a pénzfeldobás eredményéből azt várják, hogy sorozatban háromszor az érme a fej oldalára essen, ami a kis számok törvényének egyfajta megnyilvánulása, míg a nagyobb gyakoriság esetén ezen eredményből arra következtetnek, hogy hamis az érme.

A pénzügyekben a jellegzetességi heurisztika hatását az árfolyamok hosszú távú trendjében találták meg. Ha egy részvényt kapcsolatosan sorozatban jó hír érkezik, akkor a befektetők azt a részvényt elkönnyelik „nyerő részvénynek” (ezt a folyamatot „mentális könyvelés”-nek is nevezik) és hosszú távon túlreagálják a pozitívnak tekintett hírek sorozatát. Hosszú távon tehát a híreket a tőkepiacok túlreagálják, mivel a befektetők a jellegzetességi heurisztikát használják.

**Utólagos bölcsesség.** Egy másik tipikus anomália az ún. „utólagos bölcsesség torzítása” („hindsight bias”): a bekövetkezett eseményt utólag már könnyebb elképzelni, mint a be nem következett, az emberek gyakran túlbecslik azon valószínűségeket, melyek a legutoljára bekövetkezett eseményekhez kapcsolhatóak. Még általánosabb anomália az ún. „tudás átká” („curse of knowledge”) melynek értelmében a széles ismeretekkel rendelkező emberek nehezen értik meg a csekély tudással rendelkező embereket (Shiller, 1998).

Számos tanulmány kutatta a heurisztikákat és azok ismétlődő mintáit, melyeket különböző területeken alkalmaztak (pl.: a könyvelők döntéseinek vagy a fogyasztók termékvásárlásainak megmagyarázására). Szükséges leszögezni, hogy a heurisztikáknak egyszerre van jó és rossz oldala is. Pozitívuma, hogy lecsökkenti a válaszadás idejét, amikor az idő és a kognitív (megismerési) képességek korlátozottak, azonban megsérti a logika alapelveit és bizonyos esetekben súlyos döntési hibákhoz vezet.

**Túlreagálás és alulreagálás.** Barberis, Shleifer és Vishny (1998) úgyszintén viselkedéstanai módszerhez hasonló megközelítést alkalmaz annak magyarázatára, hogy az értékpapírpiacon az információkra miért reagál kevésbé rövid távon és túlreagál hosszú távon? Modelljükben a hozamok véletlenszerűen változnak („random walk” modell), de a befektetők meg vannak győződve – tévesen – hogy a hozamoknak pozitív lendületet („momentum”) ad valamilyen vállalati bennfentes információ, ami eltéríti a hozamokat pozitív irányba. Egy-két jól jövedelmező periódust követően azonban a piac már képtelen bízni abban, hogy ez a lendület még létezik és ezért hanyatlást várnak a hozamokban. De mivel a hozamok valójában továbbra is véletlenszerűen változnak, a piacok túlságosan pesszimistává válnak, alulreagálják ezt a jövedelmezőség szempontjából kedvező információt. Mindez azt eredményezi, hogy megjelenik az árfolyamokban egy úgynevezett „reverziós” hatás, amelynek értelmében a



hosszabb ideig alacsony hozamokat produkáló részvények egy idő után szignifikánsan nagyobb hozamokat eredményeznek, mint a korábban „nyertes” részvények és fordítva.

**Lehorgonyzás.** Egy másik jelenség, amely megsérti a várható hasznosság és a racionális döntéshozatal elméletét, az ún. „lehorgonyzási hatás” („anchoring effect”). Közkedvelt példa ennek illusztrálására Tversky és Kahneman (1974), akik felkérték az egyéneket, hogy forgassák meg a szerencsekereket (mely 0-tól 100-ig volt beszámozva), majd becsüljék meg, hogy az afrikai nemzetek aránya az Egyesült Nemzetekben magasabb vagy alacsonyabb a forgatással kapott számnál? Majd ezt követően felkérték őket, hogy adjanak pontos becslést az arányról. Annak ellenére, hogy a forgatással kapott szám teljesen véletlen, irreleváns, az egyének becslésére jelentős hatással volt.

A lehorgonyzás aktuálisabb tanulmányaiban, Camerer et. al (2003) ritkábbnak számító fogyasztói árukat értékesítettek (100 dollár értékű billentyűzet, érdekes számítógépes egerek, üveges borok, igényes dobozolású csokoládé) posztgraduális (MBA) diákok számára. A diákokat megjutalmazták egy ajándékkal a fentiek közül, majd megkérdezték őket, hogy megvennék-e a terméket a személyi kódszámuk utolsó két számjegyének pénzesített értékével – pl. ha az utolsó két számjegy 87 volt, akkor a hipotetikus ár 87 dollár. Az igen/nem válasz után megkérdezték őket, hogy mennyi az a legmagasabb összeg, amit az adott tárgyért kifizetnének (az ún. „rezervációs ár”)? Mivel az egyének emlékében friss volt a személyi számuk felidézése, ami egy alapvetően véletlen szám volt, a magasabb számmal rendelkező egyén többet volt hajlandó fizetni ugyanazért a tárgyért. Pl.: az 50-nél alacsonyabb számmal rendelkező egyén 11,62 dollárt lett volna hajlandó fizetni egy üveg borért, míg az 50-nél magasabb számmal rendelkező 19,95 dollárt.

**Hiperbolikus diszkontálás.** Igen érdekes újításokat hozott a gazdaságpszichológia az intertemporális választások kérdéskörében is. A klasszikus modell e téren, az ún. diszkontált hasznosság („Discounted Utility”, DU) modellje feltételezi, hogy az embereknek minden percnyi tapasztalásból azonnali hasznossága származik, és ezért azon opciót választják, melynél ezen pillanatnyi hasznosságok jelenre diszkontált összege maximális. Eszerint minden periódus pillanatnyi hasznossága csupán az illető periódus fogyasztásától függ, és a fogyasztási áramból származó hasznosságok exponenciálisan diszkontálódnak, minden periódusra azonos diszkontrátát alkalmazva. Samuelson (1937) javasolta ezt a számítási módszert, mivel egyszerű és hasonló a pénzáramlások jelenérték-számításához. Azonban az általa javasolt DU modellben ismételten felhívta a figyelmet annak pszichológiai valószínűtlenségére.

A közgazdaságtan központi kérdése, hogy a döntéshozók hogyan találják meg a kompromisszumot a különböző időpontban felmerülő költségek és nyereségek között? A klasszikus feltételezés, hogy az emberek exponenciálisan csökkenő diszkonttényezővel súlyozzák a jövőbeli hasznosságokat –  $d(t) = \delta^t$ , ahol  $0 < \delta < 1$ . Megjegyzendő, hogy  $\delta$ -t leggyakrabban a következőképpen fejezzük ki:  $\delta = 1/(1+r)$ , ahol  $r$  a kockázat hatását is tükröző diszkontráta. Ezzel szemben az egyszerű  $d(t) = 1/(1+kr)$  úgynevezett „hiperbolikus idődiszkontálás” függvénye a kísérleti adatokhoz sokkal jobban illeszkedik, mint az exponenciális diszkontálás. Thaler (1981) volt az első, aki a diszkontálás állandóságát empirikus tesztelés alá vetette. Megkérte az alanyokat, hogy gondolják azt, hogy a bankszámlájukon lett elhelyezve a lottón nyert nyereményük, választás előtt állnak: felvehetik most azonnal a pénzt vagy egy későbbi időpontban kamatnyereség reményében. Majd megkérdezték, hogy mennyi lenne az az összeg, amit elvárnak a halasztásért cserébe? Ezzel Thaler felbecsülhette a különböző időpontban esedékes pénzösszegek implicit diszkontrátáját és az időhalogatás/késedelmet azon feltételezés mellett, hogy az egyének lineáris hasznossági függvénnyel rendelkeznek. A diszkontráta lineárisan csökkent az időhalogatás intervallumával.

**Túlzott önbizalom.** Odean (1999) kimutatta, hogy a befektetők a rendelkezésre álló információhoz képest túlzott mértékben kereskednek. Ennek oka, hogy a befektetők túlzottan bíznak a rendelkezésre álló információk pontosságában, valamint hajlamosak a saját képességeiket túlbecsülni. Ez az elbizakodottság táplálja a befektetők tudásillúzióját („*illusion of knowledge*”). Ha egy befektető úgy gondolja, hogy az információ mennyiségének növekedésével egyenes arányban növekszik döntésének pontossága, akkor a befektető tudásillúzióba esik. A befektetők ugyanis az újonnan kapott információkban is azokat az elemeket keresik, illetve tartják fontosnak, amelyek a már korábban kialakított álláspontjukban megerősítik őket. Barber - Odean (2001) azt is kimutatja, hogy szignifikánsan nagyobb a túlzott önbizalom jelensége a férfiak, mint a nők körében.

A túlzott önbizalom a pénzügyi piacok kereskedési volumenére is hatást gyakorol. A NYSE volumenének éves forgási sebessége (eladott részvények / forgalomban levő részvények) átlagosan 18% volt az '50-es és '70-es évek között. Nagyon nehéz elméletileg megmagyarázni ezt az igen nagy volumenű tőzsdei kereskedést, hiszen minél hatékonyabb egy piac annál kevesebb arbitrázsügyletet, spekulációt lehet kötni. Úgy tűnik a befektetők túlnyomó része valamilyen spekulatív okból kifolyólag kereskedik, valamiképp úgy érzi, sejtí, hogy legyőzheti a piacot, valószínűleg azért mert csupán ő ismeri minden részletben a méltányos árazás formuláit (túlzott önbizalom).

Odean (1996), brókercégtől származó adatokat felhasználva azt találja, hogy a likviditás-kereső, adó-eladási, alacsonyabb kockázatú papírokra összpontosító ügyletek kivételével, javarészt inkább spekulatív okok és a túlzott önbizalom magyarázza a valós eredményeket. Ilyenkor általában a vásárolt papírok hozama alacsonyabb az eladottakénál, a kereskedési volumen és a hozam között fordított kapcsolat érvényesül. Implicite a túlzott önbizalom okolható e szerzők szerint a negatív hozamokért.

**Megbánás („regret”) és diszpozíciós hatás.** Alapvető emberi tulajdonság, hogy a tévedések vagy a mulasztások igen erőteljes kellemetlenséget okoznak az érzelmek szintjén. A pszichológusok ezt a konyhanyelven “szégyen”-nek is nevezhető diszpozíciót “kognitív disszonanciának” nevezték el (Festinger és Carlsmith, 1959) arra utalva, hogy ilyenkor az egyén által kívánatosnak vagy racionálisnak tartott cselekvés az egyén valós cselekvései között ellentmondás, összhang-hiány (disszonancia) áll fenn. Az egyének akár irracionális magatartást is képesek felvállalni, csak hogy elkerülhessék a kognitív disszonancia által keltett kellemetlen szenzációt (megbánást).

Tulajdonképpen már a kilátásmélet modellje is tartalmazza a megbánás hatásait, hiszen a veszteség-nyereség aszimmetria, amely bármilyen vagyonszintnél megnyilvánul éppen ennek a megbánásnak a leképeződése. Azonban kifejezetten a megbánás jelenségére épít Loomes és Sugden (1982). Az általuk javasolt “módosított hasznossági függvény” nemcsak a kiválasztott, hanem az elmulasztott alternatíva hasznosságát is figyelembe veszi.

A megbánás elméletének leképeződése a tőkepiaci árfolyam-alakulások terén az a jelenség, amikor a befektetők elhalasztják gyengén teljesítő értékpapírjaik eladását azért, hogy ne kelljen végérvényesen szembenézniük az esetleges helytelen vásárlási döntésükkel. Hasonlóan az is megfigyelhető, hogy sokszor igen gyorsan eladják a jól teljesítő részvényeket, hogy megelőzzék azt a megbánást, amit az árfolyam esetleges visszaesése esetén éreznének. Ezt a jelenséget Shefrin és Statman (1985) diszpozíciós hatásnak nevezi, Odean (1996) pedig empirikusan is alátámasztja a hatás jelenlétét.

Goetzmann és Peles (1993) a kognitív disszonancia segítségével magyarázzák azt, hogy a jól teljesítő nyíltvégű alapokba sokkal gyorsabban áramlik be a tőke, mint amilyen sebességgel kifelé áramlik a gyengén teljesítő nyíltvégű alapokból. A magyarázat itt is a fenti bekezdéshez hasonló: a gyengén teljesítő alapok befektetői nem vonják ki tőkéjüket, halogatják a döntést, hogy ne kelljen megbánást érezniük.

**Mágikus gondolkodás, hozzáférhetőség, elkötelezettség.** Az emberek sokszor hoznak olyan döntéseket, amelyekről alapos, racionális mérlegelés után maguk is belátnák hogy nem csupán korlátozottan racionálisak, hanem egyenesen logikátlanok. Több ízben is

kimutatták, hogy az emberek általában nagyobb téteket tennének, sőt tesznek olyan rulett-számokra vagy lottó-számjegyekre, amelyek az adott játszmában (lottó-sorozatban) még nem realizálódtak, holott a kimeneteknek végtelen ismétlés esetén is azonos a valószínűségük (Langer, 1975). Mi több, a válaszadók többsége négyszer nagyobb összeget kérne el egy olyan lottószelvényért, amelyen a számjegyeket saját maga választotta ki, mint egy bármilyen más szelvényért. Ilyenkor a szakemberek szerint a döntéshozók (befektetők) azt gondolják, hogy valamiképp befolyásolni tudják az olyan kockázatos objektumokat, amik birtokukban vannak (birtoklási, elkötelezettségi hatás, „endowment effect”). Az ilyenfajta heurisztikát „mágikus gondolkodásnak” keresztelték el, és azt feltételezik, hogy sok befektető ilyenyszerű mágikus gondolkodással viszonyul az általa birtokolt befektetések iránt. Amennyiben a mágikus gondolkodás csordaszellemmel párosul, úgy igen valószínű, hogy a tőkepiacon spekulatív árbuborék keletkezik.

További heurisztikák jelentkeznek a befektetők figyelem-torzításain keresztül. Ezt a figyelmet az befolyásolja, hogy mennyire szembeszökő, azonosítható az illető jelenség (hozzáférhetőségi heurisztika, „availability heuristic”) (Tversky és Kahneman, 1974).

Shiller (2005) szerint befektetési divathullámok is erősen befolyásolják a spekulatív árfolyam-buborékok és a volatilitás-többlet kialakulását. A befektetők figyelmének tárgya azonban időben változik, és a nagy tőzsdei válságok figyelem-hajtotta jelenségeként tűnnek fel, amikor egy korábban nem tapasztalt figyelem- és információs zuhatag összpontosul a piacokra („informational cascades theory”).

**Mentális könyvelés, naiv diverzifikáció.** A mentális könyvelésre is első példaként a kilátáselméletet emelhetem ki, hiszen amint bemutattam, annak középpontjában éppen a nyereségek és veszteségek eltérő percepciója, eltérő mentális nyilvántartása áll.

Shefrin és Statman (1984) megfogalmazza, hogy az egyéni befektetők természetesen „kockázatos” és „biztos” mentális rovatokra osztják befektetéseiket. A „biztonságos” részről azt várják, hogy megvédi őket az alsóági kockázattól, a kockázatos részt pedig a meggazdagodás vágya táplálja. Shefrin és Thaler (1988) szerint három mentális részleg határozza meg az átlagos befektető mentális számláit: folyó jövedelmek, tőkejövedelmek és jövőbeli jövedelmek. A befektetők egészen másképp viszonyulnak az eltérő számlákkal kapcsolatos költekezéshez.

Shleifer (1986) szerint ez a tendencia megmagyarázhatja, hogy miért ugrik meg gyakran egy részvény árfolyama, ha az illető részvényt beemelik egy tőzsdeindex kosarába? A mentális könyvelés hívei a sokat idézett január-effektust is megmagyarázzák azáltal, hogy a

befektetők az újévkor sajátosan viselkednek, az újév befektetéseit eltérő mentális számlán tartják nyilván.

Minden bizonnyal ugyancsak a mentális könyvelés tehető felelőssé azért a jelenségért, amit “naiv diverzifikáció”-nak nevezhetünk: elsőként az Amerikai Egyesült Államok magán- és intézményes befektetéseinek földrajzi megoszlása kapcsán merült fel az a kérdés, hogy a befektetők miért nem diverzifikálják portfóliójukat nemzetközi szinten? A nemzetközi diverzifikáció kimutatottan balra és felfele tolja a Markowitz-féle hozam-kockázat hatékony határvonalat (Odier, Solnik Zuchinetti, 1995), mégis a befektetők túlnyomórészt “hazai” értékpapírokban tartják megtakarításaikat (French és Poterba, 1991 szerint az amerikai átlagos befektető portfóliója 92,3%-ban hazai értékpapírokból áll). A jelenség annál is inkább meglepő, mivel a tőkeszámla-liberalizációk és az Internet elterjedése után is megmaradt, jöllehet abszolút értéke csökkent (Amir, 2005). Tehát sem a tőke- sem az információáramlás útjában álló akadályok nem tudják megmagyarázni a “hazai pálya” torzítását, sokkal inkább valamiféle érzelmi viszonyulásról és elkötelezettségi hatásról beszélhetünk a jelenség magyarázatakor.

Ugyancsak a naiv diverzifikáció csapdájába esnek azok az alkalmazottak, akik befektetéseiket az őket alkalmazó vállalat értékpapírjaiban eszközölik, ezzel egyértelműen ellentmondva saját személyes portfóliójuk diverzifikációja alapkövetelményének.

Benartzi-Thaler (2001) az amerikai, járulék alapú, „401k” típusú nyugdíjrendszerek (“defined contribution plans”) elterjedése kapcsán beszélnek a naiv diverzifikáció jelenségéről: kísérleti és valós piaci adatokat felhasználva arra jutnak, hogy a mentális könyvelés következtében az egyének egyenlő arányban igyekeznek megosztani befektetéseiket az egyes elérhető befektetési csomagok között, függetlenül ezen csomagok tartalmától. Igen gyakran pl. részvény- és kötvényalap között 50-50%-os felosztást preferálnak, de részvény- és vegyes alap között ugyancsak 50-50%-ot, ami nyilvánvalóan logikátlan, naiv diverzifikáció.

Jelenleg még bizonytalan, hogy ezen irányzatok közül melyik fog kellő mennyiségű megbízható eredményt elérni ahhoz, hogy bekerülhessen a közgazdaságtan főáramlatába, de szinte bizonyos, hogy az ilyen irányú útkeresésnek még csupán az elején tartunk.

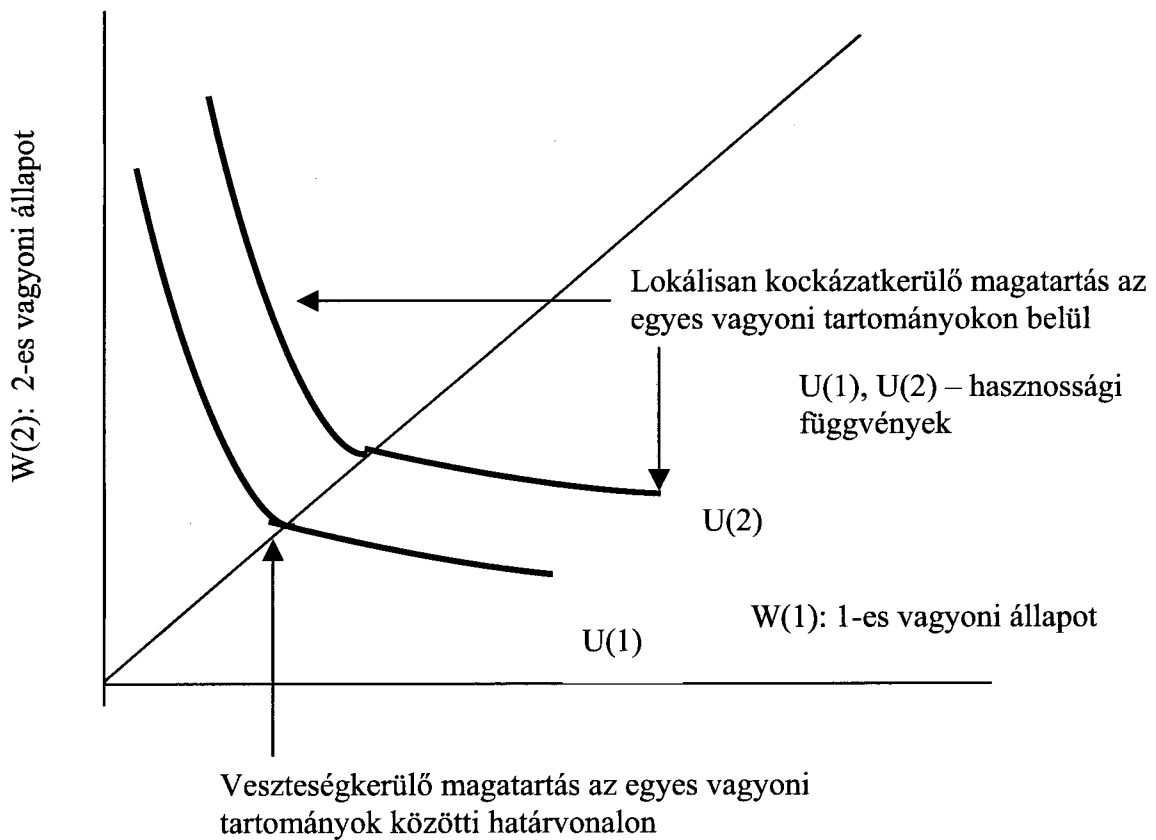
## III.2. A PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTAN ÉS A FŐÁRAMLATÚ MODELLEK KÖZÖTTI KONZISZTENCIA KÉRDÉSE

### III.2.1. A várható hasznosság paradigmájának újabb modelljei

A várható hasznosság elméletét ért empirikus és elméleti kritikák megnyitották a lehetőséget arra, hogy az eredeti, Neumann-Morgenstern-féle, racionalitást értelmező axiómarendszereket górcső alá vegyék a tudósok. A Neumann-Morgenstern axiómarendszer áttekintését nyújtja magyar nyelven Bélyácz Iván „Befektetés-elmélet” c. könyve (Bélyácz, 2001). Az újabb fajta elméleti modellek („non expected utility”, nem várt hasznosság modellek), éppen ezért az axiómarendszer egyik vagy másik elemének az elvetésén (az axiómarendszer lazításán) alapulnak. Nagyon messze vezetne, ha megpróbálnám áttekinteni ezt az igen szétburjánzó irodalmat, amely a függetlenségi, tranzitivitási vagy éppen a monotonitási axióma fellazításából indul ki, inkább azoknak a modelleknek a tárgyalására szorítkozom, amelyek az előbbieken tárgyalt kilátáselmélettel is összefüggenek.

Machina és Schmeidler (1990) a várható hasznosság elméletét az alapoktól, a racionalitás és a preferenciák axiómarendszerétől elindulva kívánja megreformálni. Ehhez úgynevezett „nem-additív” valószínűségeloszlásokat használ fel, amelyeket „kapacitásfüggvénynek” nevez el. Egy kapacitásfüggvény tulajdonképpen a valószínűségi mérték általánosítása, tehát értelmezésének minden pontjában megegyezik a valószínűségi függvénnyel, eltekintve attól, hogy a kapacitás-függvény nem additív: két egymást kizáró esemény összkapacitása nem feltétlenül egyezik meg a két esemény kapacitásának összegével.

Ebben a keretrendszerben a szerzők a Kahneman-Tversky kilátáselmülethez hasonló következtetéseket vonnak le abban az értelemben, hogy megjelenik a veszteség-kerülés fogalma és a referencia pont jelentősége: a közömbösségi görbék törésponttal („kink”) rendelkeznek (9. ábra).



9. Ábra. Törésponttal rendelkező közömbösségi görbék.  
 Forrás: Machina és Schmeidler (1990)

Számos standard gazdasági modell (pl. az értékpapírpiacokon tapasztalt kockázatkerülés) az egyéni racionalitás enyhébb, kevésbé korlátozó feltételei között is érvényes. Úgy is fogalmazhatunk, hogy, még ha a szubjektív várható hasznosság nem érvényes globális módon, minden körülmény között, mégis lokálisan, a választási döntések többségében jó közelítést adja a valós döntéshozatalnak.

Rabin (2000) valamint Rabin és Thaler (2001) azt vizsgálják, hogy hogyan lehet a várható hasznosság elméletéből konzisztens következtetéseket levonni a valós életben jelentkező kockázati magatartással kapcsolatban? A szerzők szerint igen komoly eltérések vannak a laboratóriumi körülmények között megnyilvánuló, tipikusan alacsony tétellel kísérletező lottók és a valós élet nagy tétellel kockázatos helyzetei között.

Rabin levezeti, hogy a várt hasznossági elmélet konkáv hasznossági függvényeinek keretében maradva, az alacsony tétellel jellemző bármilyen kicsi kockázati tartózkodás abszurd méretű kockázati tartózkodáshoz vezet a nagy tétellel rendelkező lottók esetén ("Rabin kalibrációs tétele").

Összességben a várható hasznosság modellje szerint a befektetők kockázatsemlegesek alacsony tétek esetén, míg magas tétek esetén kockázatkerülők, a valós életben azonban sokkal inkább kockázatkerülők az alacsony tétek esetén is, olyannyira, hogy pozitív várható értékű lottókat is elutasítanak, ami nyilvánvalóan megsérti a várható hasznosság elvét.

### III.2.2. Viselkedéstani változókat beépítő modellek

Az egyik legtöbbet hivatkozott kísérlet a pénzügyi viselkedésen és a várható hasznosság elméletének szintetizálására **Barberis-Huang-Santos** (2001) modellje (a továbbiakban BHS). A két paradigmát kombináló modelljükben a befektető a következő célfüggvény - maximálásra törekszik:

$$E \left[ \sum_{t=0}^{\infty} \left( \rho^t \frac{C_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + b_t \rho^{t+1} v(\Delta W, S_t, z_t) \right) \right] \rightarrow \max \quad (38.)$$

Ebben az intertemporális modellben igen szemléletes az, hogy a belső zárójelben szereplő összeg első tagja a várható hasznosság elméletének leképeződése, a második pedig egy paradigmatisztikus újítás, a kilátáselmélet és a veszteség-kerülés eredménye.

Az első tag a leginkább alkalmazott hatványfüggvény-hasznosság, nem más, mint a fogyasztás intertemporális hasznosságának "klasszikus" modellje<sup>26</sup>.  $\rho$  a diszkonttényező,  $C_t$  a  $t$  időszak fogyasztása,  $\gamma$  pedig az intertemporális helyettesítés rugalmassága.

A paradigmaváltás vagy helyesebben paradigma-kombináció igazából a második tagból adódik, amely azt ismeri fel, hogy az egyéni hasznosság forrása nem kizárólag a fogyasztás lehet, hanem a vagyonszint változása is. A szerzők eredeti jelölésmódja helyett itt  $\Delta W$ -vel jelöltem a vagyonváltozást,  $S_t$  a befektető által birtokolt kockázatos portfólió jelen időszaki értéke,  $z_t$  pedig a befektető korábbi vagyonváltozásainak (nyereségek vagy veszteségek) arányát méri  $S_t$ -hez viszonyítva,  $b_t$  pedig egy exogén skálázási tényező. A modell legfontosabb következtetése, hogy ezzel a specifikációval a valós piacok jelenségei (volatilitás-többség, előrejelezhetőség-autokorreláció) igen jól leírhatók, származtathatók.

A modell hasonlít Campbell-Cochrane (2000) (CC), az értekezésemben a részvényprémium – rejtély fejezetében (IV.2.4.) is tárgyalt modelljére főként abban, hogy mindkét modellben megjelenik az időben változó kockázati prémium, azonban míg a CC

<sup>26</sup> A szerzők szerint más, általánosabb függvényformák is hasonló eredményhez vezetnek. A hatványfüggvény azonban annak köszönheti a népszerűségét, hogy konstans relatív kockázati tartózkodás származtatható belőle.



modellben a fogyasztás változásai okozzák azt, addig a BHS-ban a pénzügyi viselkedéstan (kilátáselmélet) paramétereiből következik. Ezt a hasonlóságot azért emelem ki, mert számomra az a következtetés adódik belőle, hogy az oly sokszor szembeállított változó kockázati prémium és viselkedéstani paradigmák valójában nem is mondanak élesen ellent egymásnak, csupán a viselkedéstan legalább eggyel több lépést tesz az értékelés-árfolyamalakulás végső, mélyen emberi okainak feltérképezése felé.

De Giorgi et al. (2004) bonyolult matematikai formalizációt használva keresik a választ arra a kérdésre, hogy milyen feltételek mellett lehetnek konzisztensek a CAPM modell várható hozamai a Kahneman-Tversky féle kumulatív kilátáselmélet eredményeivel.

A legáltalánosabb, folytonos specifikációban a Tversky - Kahneman (1992) kumulatív hasznossági függvény a következő:

$$U(\Delta w) = \int_{-\infty}^{\infty} v(\Delta w) d(\pi \circ \phi(\Delta w)) \quad (39.)$$

ahol U- a kumulatív hasznossági függvény

v- Kahneman - Tversky féle értékfüggvény

$\pi$  - Kahneman - Tversky féle döntési súlyfüggvény

$\phi$  - kumulatív valószínűség-eloszlás

w –a befektető vagyonszintje

o - függvények (transzformációk) összetételének operátora

Vessük ezt össze a hagyományos várt hasznosság elméletének hasznossági függvényével:

$$U(w) = \int_{-\infty}^{\infty} u(w) d(p(w)) \quad (40.)$$

A hasonlóságokon túl, vegyük észre a különbségeket a két modell között. Látható, hogy a kilátáselmélet esetében az összhasznosság nem a vagyon abszolút szintjének (w) hanem a vagyonváltozásnak ( $\Delta w$ ) a függvénye, továbbá a hasznossági függvény (u) helyét átveszi az értékfüggvény (v), az objektív valószínűségek (p) helyét pedig a döntési súlyfüggvény ( $\pi$ ). A háttérben meghúzódó feltételek között még annyi az eltérés, hogy a kilátáselmélet v függvénye nem deriválható a  $\Delta w=0$  pontban.

A fenti modellből kiindulva és feltételezve az értékpapírhozamok normális eloszlását, a sztochasztikus analízis eszközeivel a szerzők levezetik a kilátáselmélet függvényeiből a klasszikus portfólióelmélet következő tételeit:

- Kockázat-hozam átváltás

- Tobin szeparáció
- Értékpapírpiazi egyenes (SML)

Feltétlenül megjegyzendő, hogy ebben az általános matematikai modellben végeredményben csak a normális eloszlás elfogadása teremtette meg a teljes átjárhatóságot a főáramlatú CAPM és a kumulatív kilátásmélet között. Sajnos, mint tudjuk, a valós piacokon ez a feltétel inkább ritkán, mint általános jelleggel teljesül.

Ezen túlmenően a szerzők megmutatják, hogy az ily módon származtatott SML nem jelöl ki egyértelmű egyensúlyi mértani helyet (locus-t), hanem az egyensúly teljesüléséhez más függvény-specifikációt kell alkalmazni mint Tversky - Kahneman(1992).

A magyar szerzők között Mérő László matematikus „Az élő pénz” című, széles közönségnek írt könyvében (Mérő, 2004) értekezik arról, hogy a kilátásmélet nagymértékben összeférhető a CAPM modellel: „A tőkepiaci egyenes egyenletének levezetése továbbra is érvényes maradt, bár az egyenes konkrét helyzete kicsit elmozdult – és ezzel a tapasztalati adatokhoz kicsit még közelebb került.”<sup>27</sup> Néhány sorral lejjebb azonban a szerző arra figyelmeztet, hogy „Az a piaci egyensúly, amelynek létezését a CAPM modell elvileg is garantálja, így már nem feltétlenül létezik”<sup>28</sup>.

Kevés olyan modellel találkozhatunk, amely az anomália-irodalomban szokásos változók mellé viselkedéstani változókat is felsorakoztat. Paudyal et al. (2007) **viselkedéstani változós modellje** azonban jó példa egy ilyenfajta specifikációkra:

$$R_j - R_f = \beta_j (R_m - R_f) + s_j SMB + h_j HML + \sum_{i=1}^3 \eta_i PR_i + \sum_{i=1}^3 \lambda_i BF_i + \varepsilon \quad (41.)$$

ahol

$\beta$ , SMB, HML – az ismert Fama-French tényezők (lásd II.2.1 alfejezet)

PR – múltbeli hozamok

BF – viselkedéstani tényezők (értékpapír-elemzők előrejelzései, azok szóródása, elemzési lefedettség).

$\eta$ ,  $\lambda$  - regressziós együtthatók

Az értékpapír-elemzők előrejelzéseivel dolgozó ökonometriai modellek általában az „International Broker Estimates System” (I/B/E/S) prognosztikai adatbázist használják fel, amely azonban sajnos előfizetéses alapú, így nem volt módom rá, hogy hasonló viselkedéstani változós modellt kalibrálhassak.

<sup>27</sup> Mérő (2004), 203.old.

<sup>28</sup> Uo.

Paudyal et al (2007) következtetése, hogy a globális üzleti ciklus változásai okozzák a legnagyobb előrejelezhetőséget a többlethozamban, a viselkedéstani változóknak igen kicsi a magyarázó ereje. A modell azon az alapon kérdőjelezhető meg, hogy a fent említett „viselkedéstani” változók száma meglehetősen kicsi, azontúl pedig nem valószínű, hogy ezek a tényezők a Kahneman-Tversky által sikeresen dokumentált magatartási jelenségeket akkurátusan írják le.

### III.2.3. A sztochasztikus dominancia apparátusát beépítő modellek

Elsőként Hanoch és Levy (1969) értelmezte a sztochasztikus dominancia fogalmát, majd Rotschild és Stiglitz (1970) különböztette meg az első illetve másodfajú sztochasztikus dominanciát. Azóta a sztochasztikus dominancia magasabb fokait is vizsgálták, mindenesetre itt csak az első és másod fokú dominanciáról lesz szó. A sztochasztikus dominancia döntési szabályok alkalmasak többek között a tőkestruktúra és a vállalati érték vizsgálatára, a termelés, megtakarítások és diverzifikáció területén, a bankcsőd bekövetkezési valószínűségének becslésében, a lakosság vagyoni helyzetének elemzésében stb. Habár az eredeti Neumann-Morgenstern axiómarendszerben nem szerepel közvetlenül, a sztochasztikus dominanciát be lehet építeni a racionális magatartást értelmező axiómarendszerbe (ezt teszi Fishburn (1982)). A továbbiakban az FSD (“First order stochastic dominance”) illetve SSD (“Second order stochastic dominance”), rövidítéseket fogom alkalmazni.

A jelen fejezetben vizsgált elméletekben (várható hasznosság, kilátáselmélet, sztochasztikus dominancia) a különböző befektetési-beruházási alternatívák bizonytalan vagy legalábbis kockázatos kimenetű “lottók” formájában adóttak. A következőkben ezeken belül is a folytonos eszköztárat mutatom be, vagyis olyan, általános lottókra érvényesek a következő definíciók, amelyek megszámlálhatatlanul végtelen sok kimenettel rendelkezhetnek. Természetesen létezik a fogalmaknak a megfelelő értelmezése diszkrét lottók esetén is, de ettől most terjedelmi okok miatt eltekintek. Az elsőfajú sztochasztikus dominancia értelmezése a következő:

Legyen  $F$  és  $G$  két különböző lottó rendre  $F$  és  $G$  valószínűség-eloszlásfüggvényekkel. Ekkor  $F$  akkor és csakis akkor dominálja  $G$ -t első fokú sztochasztikus dominancia értelemben, ha

$$F(x) \leq G(x) \Leftrightarrow E_F u(x) \geq E_G u(x) \quad \forall x \in R \quad \forall u \in U_1 \quad (42.)$$

Az elsőfokú sztochasztikus dominancia intuitív értelmezése a következő: FSD esetében  $F(x) \leq G(x)$  teljesülése maga után vonja  $1 - F(x) \geq 1 - G(x)$  teljesülését, ez utóbbi

egyenlőtlenség pedig ekvivalens a  $P_F(X \geq x) \geq P_G(X \geq x)$  minden esetben egyenlőtlenséggel. Ez pedig azt jelenti, hogy nagyobb valószínűséggel nyerhetünk legalább  $x$  összeget az  $F$  lottóval, mint a  $G$ -vel. Következésképpen az a döntéshozó, aki preferálja a nagyobb pénzösszeget a kevesebbel szemben, az  $F$  lottót részesíti előnyben.

A másodfajú sztochasztikus dominancia értelmezése a következő:  $F$  akkor és csak akkor dominálja  $G$ -t másod fokú sztochasztikus dominancia értelemben ha

$$\int_{-\infty}^x [G(t) - F(t)] dt \geq 0 \Leftrightarrow E_F U(x) \geq E_G U(x) \quad \forall x \in R \quad \forall u \in U_1 \quad 43.$$

Szemléletesen fogalmazva ez azt jelenti, hogy a  $G$  és  $F$  eloszlásfüggvények grafikonja által bezárt síkidom területe minden  $(-\infty, x]$  intervallumban nem negatív. Az SSD feltétel szerint tehát minden negatív ( $F > G$ ) tartományt megelőz egy nagyobb területű pozitív ( $F < G$ ) tartomány. Kockázat elutasítás esetében az SSD feltétel biztosítja, hogy a pozitív előjelű területek pozitív hozzájárulása a értékéhez nagyobb legyen a negatív előjelű területek negatív hozzájárulásánál, tehát,  $E_F U(x) - E_G U(x) \geq 0$  és így  $E_F U(x) \geq E_G U(x)$

A kilátáselméleti sztochasztikus dominancia („Prospect Stochastic Dominance”, PSD) szabály értelmében:  $F$  akkor és csak akkor dominálja  $G$ -t az összes  $S$  alakú hasznossági / értékfüggvény<sup>29</sup> esetén ha:

$$\int_x^0 [G(t) - F(t)] dt \geq 0 \quad \forall x \leq 0 \quad \text{és} \quad \int_0^y [G(t) - F(t)] dt \geq 0 \quad \forall y \geq 0 \quad 44.$$

A PSD értelmezése és implikációi megtalálhatók Levy (1998) valamint Levy és Wiener (1998) dolgozatában.

A Markowitz-i sztochasztikus dominancia („Markowitz Stochastic Dominance”, MSD) szabály értelmében:  $F$  akkor és csak akkor dominálja  $G$ -t az összes fordított  $S$  alakú hasznossági / értékfüggvény<sup>30</sup> esetén ha:

$$\int_y^0 [G(t) - F(t)] dt \geq 0 \quad \forall y \leq 0 \quad \text{és} \quad \int_x^\infty [G(t) - F(t)] dt \geq 0 \quad \forall x \geq 0 \quad 45.$$

Magát a fogalmat nem Markowitz hanem Levy M. és Levy H. értelmezte Levy-Levy (2002) - ben. Ugyancsak ebben a cikkben található a fenti értelmezés és a várható értékek közötti dominancia-viszony közötti kapcsolat bizonyítása is.

Fontos megjegyzés, hogy az összes, fenti definíciókban szereplő egyenlőtlenségeknek legalább egy  $x$  érték esetén szigorúnak kell lenni.

<sup>29</sup>  $S$  alakú függvények jellemzője:  $U'' \leq 0$   $x > 0$  esetén, és  $U'' \geq 0$   $x < 0$  esetén

<sup>30</sup> fordított  $S$  alakú függvények jellemzője:  $U'' \leq 0$   $x > 0$  esetén, és  $U'' \geq 0$   $x < 0$  esetén

A PSD és MSD intuitív értelmezéséhez hasznos áttekinteni a kockázatkedvelő dominancia („Risk seeking dominance”, RSD) fogalmát is:

Az RSD dominancia feltétele kockázat kedvelő befektető esetében:

$$\int_x^{\infty} [G(t) - F(t)] dt \geq 0 \quad 46.$$

Ennek szemléletes jelentése az, hogy a  $G$  és  $F$  grafikonja által bezárt utolsó tartomány területe pozitív. Lehetséges negatív területű tartomány az utolsó (pozitív) területű tartomány előtt, de ennek kisebbnek kell lennie az utolsó pozitív területű tartománynál, és általában minden negatív területű tartományt nála nagyobb pozitív területű tartománynak kell követnie.

Az RSD kritérium magyarázata a  $\Delta = E_F U(x) - E_G U(x) = \int_{-\infty}^{\infty} [G(t) - F(t)] u'(t) dt \geq 0$  várható

hasznosság különbség elemzése alapján történhet. Az  $u'(t)$  növekvő függvény ( $u''(t) > 0$ ) ezért ha az RSD kritérium teljesül, akkor a pozitív előjelű területek hozzájárulása a  $\Delta$  - hoz nagyobb a negatív előjelű területek hozzájárulásánál, tehát  $\Delta \geq 0$ ,  $E_F U(x) \geq E_G U(x)$  minden kockázat kedvelő befektető esetében.

A PSD esetben  $u''(x) > 0$  ha  $x < 0$  és  $u''(x) \leq 0$  ha  $x > 0$ .  $F$  „előnyben részesül”  $G$ -vel szemben minden  $S$  alakú hasznossági függvényre. Tekintsünk egy olyan  $S$  alakú hasznossági függvényt, amely közel lineáris és kicsi a meredeksége az  $x < 0$  szakaszon, vagyis  $u' \approx 0$ . Ilyen hasznossági függvény mellett a negatív tartomány hozzájárulása a  $\Delta$  értékéhez elhanyagolható, ezért csak a pozitív tartomány kockázat elutasítási feltételét kell figyelembe vennünk, és pedig  $\int_0^y [G(t) - F(t)] dt \geq 0$ . Ha most a pozitív tartományon majdnem lineáris, kis

meredekség értékű  $S$  alakú hasznossági függvényt vizsgálunk, akkor a negatív tartomány kockázat kedvelési feltételét, vagyis az  $\int_x^0 [G(t) - F(t)] dt \geq 0$  feltételt kell figyelembe vennünk. Ezért ahhoz, hogy  $F$  dominánsa legyen  $G$ -nek FSD értelemben minden  $S$  alakú hasznossági függvényre, mind a két feltételnek teljesülnie kell.

Az MSD szemléltetéséhez az előzőhöz hasonlóan tekintsünk egy olyan fordított  $S$  alakú hasznossági függvényt, amely majdnem lineáris és kis meredekség értékű a negatív tartományban. Ilyen függvény mellett a negatív tartomány hozzájárulása a  $\Delta$  értékéhez elhanyagolható, ezért elegendő a pozitív tartomány kockázat kedvelési feltételét, vagyis az

$\int_x^\infty [G(t) - F(t)] dt \geq 0$  feltételt figyelembe venni. Ha a fordított S alakú hasznossági függvény

lineáris és kis meredekség értékű a pozitív tartományban, akkor elegendő a negatív tartomány

kockázat elutasítási feltételét, az  $\int_{-\infty}^y [G(t) - F(t)] dt \geq 0$  feltételt figyelembe venni. Az MSD

szabály ennek a két feltételnek az egyesítése.

A sztochasztikus dominancia és az átlag-variancia paradigmák a várható hasznosság - elmélet két eltérő ágát képezik, különböző befektetési portfólió kiválasztási technikákat implicálva. Mindegyik paradigmának vannak előnyei és hátrányai. A sztochasztikus dominancia megközelítés számos előnnyel rendelkezik az átlag-variancia megközelítéshez képest, amelyek között a fontosabbak:

- eloszlásfüggetlen: míg a várható hasznosság átlag-variancia koncepciója egyértelműen a hozamok normális eloszlására épül, addig a sztochasztikus dominancia szabálya bármilyen másfajta eloszlás esetén is alkalmazható
- a sztochasztikus dominancia reláció invariáns a vagyon-transzlációval szemben. Ez azt jelenti, hogy az F és G eloszlások bizonyos vagyonegységgel való eltolása nem befolyásolja az FSD, illetve SSD szempontjából fontos kapcsolatukat. Számunkra ez azt jelenti, hogy az általánosság megsértése nélkül összpontosíthatunk a vagyon megváltozására, mert eltekinthetünk a befektető induló vagyonától.
- bizonyos függvényosztályokra érvényes eltérő dominancia szabályok kifejlesztését teszi lehetővé (FSD, SSD, PSD, MSD, lásd fennebb)
- elkerülhető a kevert lottók esetén fellépő bizonyossági hatás
- a piaci tranzakciós költségek könnyebben beépíthetők a modellbe

A sztochasztikus dominancia legfontosabb hátránya az, hogy ezidáig a kutatók nem tudtak azonosítani sztochasztikus dominancia hatékony stratégiát, valamint ez a módszer nem biztosít olyan egyszerű kockázat-hozam átváltási relációt, mint amilyen a CAPM alkalmazásával nyerhető.

Az átlag-variancia megközelítés előnye az, hogy könnyen kezelhető, a gyakorlati szakemberek által is könnyen alkalmazható módszert biztosít (CAPM) a kockázatos eszközök optimális diverzifikációjának, a kockázat egyensúlyi árának meghatározásához.

A sztochasztikus dominancia tulajdonságait és a kockázati attitűddel való kapcsolatát tárgyalja Levy-Levy (2001) is. Magyar nyelven a téma áttekintését és alkalmazását adja Varga (1996).

Vannak olyan tanulmányok is, amelyek egészében megkérdőjelezik a kilátáselmélet eredményeit. A már említett Levy-Levy (2002) tanulmány, az MSD szabály megfogalmazásán túl más szempontból is fontos referencia. A tanulmány olyan, irányított kísérleti kutatásból származó adatokat használ fel, amelyek ellentmondanak a kumulatív kilátáselméletnek. A szerzők különösen a kilátáselmélet S-alakú értékfüggvényét teszik támadás tárgyává. Wakker (2003) azonban, empirikus adatokra támaszkodva cáfolja Levy-Levy következtetéseit amellet érvelve, hogy a Levy - Levy kísérletek adatai valójában megerősítik a kumulatív kilátáselmélet posztulátumait, ha figyelembe vesszük a döntési súlyfüggvényben megnyilvánuló torzításokat is. Wong-Chan (2005) azonban a Levy-Levy szerzőpáros álláspontján helyezkedik el, bizonyítva, hogy az MSD és PSD kritériumok kettőnél magasabb fokú dominancia esetén is összeférhetőek a főáramlatú várható hasznosság modelljével. A Levy-Levy szerzőpáros által kiváltott szakmai vita korántsem ért véget.

A pénzügyi viselkedéstan, a sztochasztikus dominancia és a főáramlatú modellek hármass összefonódásai erőteljesen jelentkeznek napjaink szakirodalmában. De Giorgi (2005) abból indul ki, hogy a klasszikus CAPM-et az átlag-variancia kritérium alapján dolgozták ki. Mármint az azóta eltelt időben tetemes mennyiségű bizonyíték halmozódott fel amellet, hogy a varianciát legjobb esetben is csak a kockázat megközelítő mérőszámának lehet tekinteni. Éppenezért a szerzők egy, általánosabb hozam- illetve kockázati mutatókon alapuló „hozam-kockázat CAPM” kifejlesztésére törekednek, amely többek között konzisztens a másodfokú sztochasztikus dominanciával. Fontos azonban, hogy az egyensúlyi összefüggések (SML-hez hasonló specifikáció) levezetése csak a tőkepiacok teljességére vonatkozó feltétel megtartása mellett válik lehetségessé. Ez egy újabb meggyőző példa arra, hogy az alternatív elméletek csak akkor jutnak el tőkepiaci egyensúlyi modellek felállításához, ha megtartják a főáramlatú modellek egyik-másik feltételezését.

Barberis – Huang (2005) is rávilágít arra, hogy a sztochasztikus dominancia esszenciális kapocs a tőkepiaci modellek (CAPM) és a kumulatív kilátáselmélet (CPT) közötti összeférhetőség kérdésében. Konkrétan a CPT-ben teljesül az első fokú sztochasztikus dominancia<sup>31</sup>, aminek az a következménye, hogy a befektetők ebben az esetben is az átlag-variancia hatékony határfelüleleten keresik az optimális eszközallokációt biztosító

---

<sup>31</sup> Sőt, néhány függvényosztály esetén a másodfokú sztochasztikus dominancia is

kombinációt. Ha ehhez hozzávesszük az arbitrázsmentesség feltételezését (a „piactisztítási” feltételt) akkor az optimális eszközallokációra a piaci portfólió adódik, akárcsak a főáramlatú modellek esetében. Ha még ezen felül a hozamok normális eloszlását is elfogadjuk, akkor olyan lineáris hozam-kockázat összefüggések is levezethetők mint a CAPM SML egyenlete.

Kérdéses azonban a nem normális hozam-eloszlású értékpapírok illetve portfóliók viselkedése. Ugyanis az alacsony valószínűségű események felülsúlyozása a Kahneman-Tversky féle döntési súlyfüggvény szerint ahhoz vezet, hogy a befektetők felülárazzák a pozitív aszimmetrikus hozamokkal rendelkező értékpapírokat (a pozitív ferdeségű papírokat). Egy olyan értékpapírpiacra, amelyben a befektetők Kahneman - Tversky típusú torzított súlyfüggvényeket követnek és egy pozitív ferdeségű értékpapír esetén nem létezik globális egyértelmű optimumpont. Ez azt jelenti, hogy a befektetők, homogén preferenciáik ellenére, a CAPM – el ellentétben nem ugyanazt a piaci portfóliót fogják birtokolni, hanem a diverzifikációs szabályokkal ellentétben túlzottan magas portfólió-hányadot allokálnak a pozitív ferdeségű papírokba.

Ez a modellezési kísérlet egy sor tőkepiaci anomáliára is magyarázatot adhat, úgymint:

- az elsődleges nyilvános kibocsátások rejtélye (“IPO puzzle”) amely az elmúlt évtizedek sikertelen, igen alacsony hozamú kibocsátásaira próbál magyarázatot adni.
- Az egyéni részvényopciók szintjén dokumentált volatilitás-mosoly (bővebben a IV.2.5. alfejezetben)
- A naiv, hiányos diverzifikáció kérdése melynek oka ebben a modellben az, hogy a befektetők mintegy “aszimmetriát adnak a portfóliójukhoz” azáltal hogy nem tüntetik el azt megfelelő diverzifikációval.

Egy kifejezetten elméleti jelentőségű alfejezet végén egy kifejezetten elméleti jellegű tézist fogalmazhatok meg a pénzügyi viselkedéstan és a főáramlatú modellek közötti elméleti összeférhetőségről:

## **2. TÉZIS: A KUMULATÍV KILÁTÁSELMÉLET ÉS A FŐÁRAMLATÚ MODELLEK BIZONYOS FELTÉTELEK MELLETT UGYANAZOKHOZ AZ EREDMÉNYEKHEZ VEZETNEK.**

Sajnos azonban olyan feltételekről van szó, amelyek a valóságban ritkán teljesülnek: értékpapír-piaci hozamok normális eloszlása, Kahneman-Tversky döntési függvényének bizonyos matematikai formája, stb. Ha ezen feltételek közül csak egy is hiányzik, akkor a CAPM egyenletei többé nem vezethetők le a kilátáselméletből, illetve még ha le is vezethetők, nem garantált a tőkepiaci egyensúly kialakulása és fennmaradása.



Bíztható azonban a feltételes CAPM és a kilátáselmélet (veszteségkerülés) elméleti konvergenciája, hiszen mindkét specifikáció jól számszerűsíti a piaci kockázati prémium időbeli változását. Továbbá jelentős erőfeszítéseknek lehetünk tanúi a viselkedéstani portfólióelmélet („behavioural portfolio theory”) valamint a viselkedéstani árazási modell („behavioural capital asset pricing modell”) kialakításában. Mindenesetre a sztochasztikus dominancia általános alkalmazhatósága jó alapot ad arra, hogy a főáramlatú modellek és a viselkedéstani modellek közös keretrendszerben leírhatók legyenek, ugyanakkor pedig a származékos kockázatok a valószínűség-eloszlások tág fajtái esetén is megragadhatóvá váljanak.

### III.3. PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTANI VIZSGÁLATOK A FELTÖREKVŐ PIACOKON

#### III.3.1. Az eddigi kutatási eredmények áttekintése

A fejlett piacok jelenségeit feldolgozó tekintélyes irodalomhoz képest igen szerény méretű irodalom foglalkozik a pénzügyi viselkedéstan jelenségeivel a feltörekvő piacokon. Az effajta tanulmányok többségben az ázsiai feltörekvő piacokat veszik górcső alá feltehetőleg azért, mert a távol-keleti befektetők körében a kulturális különbségek is számottevőek. Megjegyzendő, hogy a befektetési kultúrák különbsége nemcsak a feltörekvő, hanem a fejlett ázsiai piacok (Japán, Hong-Kong) esetén is érezteti hatását (Weber-Hsee, 1998).

Egyes tanulmányok szerint a csordaszellem kibontakozása különösen erős a feltörekvő piacokon. Például a tajwani piac részvényei átlagosan 75%-ot estek hat hónap alatt 1990-ben. 2002 október-novemberében a törökországi tőkepiac csaknem 50%-al növekedett, majd drasztikusan visszaesett 20%-al a következő hónapban. Hoguet (2005) szerint ennek egyik meghatározó oka a befektetési alapok menedzsereinek fejlett piaci benchmark-felé történő orientációja, benchmark alapú javadalmazása. A menedzserek hajlamosak arra, hogy az általuk korábban alulértékelt piacokba fektessenek, amikor azok növekedésnek indulnak, nehogy teljesítményükkel lemaradjanak a benchmarktól.

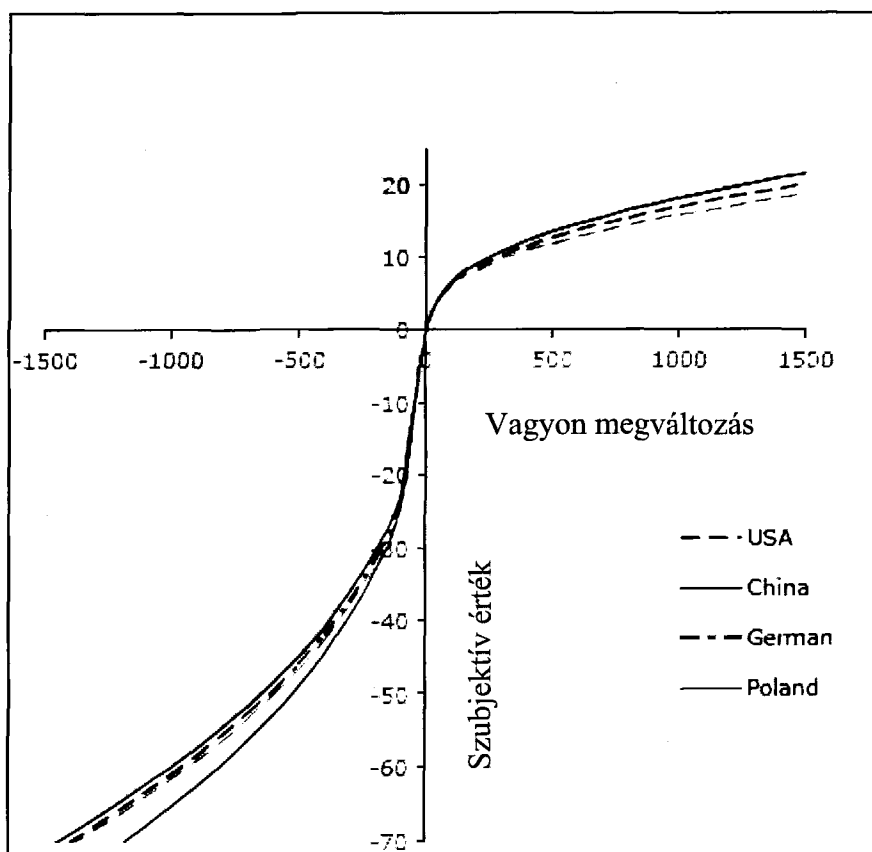
Lamont (2004) egyszerű modellben igyekszik leírni és megmagyarázni a csordaszellem kialakulását, modelljében jólinformált ("smart money") és rosszul (alul) informált ("dumb money") tőkepiaci kereskedők csoportjának összhatása vezet a csordaszellem és a spekulatív árbuborék kialakulásához.

Chen et al. (2005) a kínai piac befektetőinek viselkedéstanai torzításait vizsgálják, és azonosítják körükben a túlzott önbizalom, a diszpozíciós hatás, és a reprezentativitási heurisztika jelenlétét. A befektetők személyes jegyei és a kognitív torzítások közötti összefüggés tekintetében a következő tényezőket vizsgálják a befektetők tekintetében:

- kereskedési-befektetési tapasztalat
- életkor
- kereskedési gyakoriság
- vagyonszint
- nagyvárosi versus rurális háttér

Eredményeik szerint ezek a tényezők nem befolyásolják a vizsgált torzításokat, tévhiteket.

Általánosabb kutatási célú tanulmányok az ázsiai és a nyugati kultúrkörök befektetőinek kockázati attitűdjét hasonlítják össze. Weber és Hsee (1998) azt találja, hogy az ázsiai befektetők (kínai, japán és Hong Kong-i tesztcsoportok) kevésbé kockázatkerülők és nagyobb önbizalommal rendelkeznek, mint a nyugati kapitalista kultúrákból származó befektetők (amerikai, német és lengyel kontrollcsoportokon tesztelve). A Weber-Hsee szerzőpáros, egyetemi hallgatókkal végzett kérdőíves kísérletek segítségével megmutatja, hogy a Kahneman-Tversky által feltételezett nyereség-veszteség aszimmetriának is van szignifikáns kulturális vetülete, a különböző kultúrákhoz tartozó egyetemi hallgatók értékfüggvénye szignifikánsan különbözik egymástól (10. ábra).



10. ábra. Egyetemi hallgatók kilátáselméleti értékfüggvénye.  
Forrás: Weber és Hsee (1998)

Rydval és Ortmann (2004) csehországi egyetemi hallgatókkal végeztek játékelméleti kísérleteket, ahol a válaszadóknak két kimenetű, megfelelő valószínűségekkel ellátott lottók között kellett választaniuk („szarvasvadász dilemma”). Eredményeik szerint a megnövekedett kockázat-elutasításnak nincs szignifikáns szerepe abban, hogy a játék milyen

egyensúly felé közeledik? Azonban a veszteség-kerülés bevezetése a kísérletbe jelentős mértékben megváltoztatja a játék egyensúlyi pontjait.

A pénzügyi viselkedéstan egyik legkorábbi ismertetése a magyar szakirodalomban Csontos Lászlótól (Csontos, 1995) származik, aki a kilátásméletet adózási és közpénzügyi következmények szempontjából tárgyalja.

Hámori Balázs „Érzelemgazdaságtan” (Hámori, 1998) c. könyvében olyan, érzelmi jelenségek hatását elemzi a gazdasági döntésekre, mint az irigység, káröröm, altruizmus, vagy éppen a hiúság. A szóban forgó könyv egyben a kilátásmélet egyik korai ismertetése a magyar szakmai közönséggel.

Garai László gazdaságpszichológus számos gazdaságpszichológiai és erősen interdiszciplináris tanulmányt jelentetett meg. 1987-es doktori értekezésében (Garai, 1987) amellett érvel, hogy az ember szükségletei tárgyukat tekintve nem választhatók szét olyanokra, melyek tekintetbe vétele a gazdasági döntéseknél racionális, és amelyeké nem. További érdekességgént kiemeli, hogy sokszor egy racionális emberi alapszükséglet irracionálisan is megnyilvánulhat.

Komáromi György doktori értekezésében (Komáromi 2004) hivatkozik egy általa készített tanulmányra, amelyből az derül ki, hogy a modellezett piacon a befektetők viselkedésére az információk abszolút mennyiségén kívül a relatív mennyisége is kihat. “A kérdőíves felmérés során megkérdezett szereplők nemcsak a több adattal leírt részvényeket tartották csábítóbb befektetésnek, hanem általában növekedett a részvénybefektetés részaránya, amikor a két lehetséges részvény leírásának hossza között eltérés mutatkozott. Az ilyen információs szerkezetű, „izgalmas” piac jobban vonzotta a befektetőket, mert kialakult bennük „a valami történik” érzése. Tehát a részvény értékeléséhez semmilyen módon nem kapcsolódó irreleváns információk kihatnak a gazdasági szereplők viselkedésére, táplálják a befektetők tudásillúzióját”<sup>32</sup>.

Igen érdekes megközelítést alkalmaz Fenyővári (2004), aki a bemutatott heurisztikákat és viselkedéstani torzításokat a gazdasági versenyszabályozást érintő következmények szempontjából rendszerezi.

(Ulbert-Csanaky (2004) a következő eredményeket közli egy 1200 fős, reprezentatív országos mintán végzett tanulmány nyomán: nagy általánosságban a magyarországi lakosság kockázati attitűdjét befolyásoló legfontosabb tényezőknek az alábbiak bizonyultak:

---

<sup>32</sup> Komáromi György (2004): Részvénypiaci buborékok anatómiája, PhD értekezés, Veszprémi Egyetem, 76.old.

- jövedelmi, illetve vagyoni helyzet
- iskolai végzettségbeli különbség
- életkor
- nem (összhangban Szerb-Pintér (2003) vállalkozási hajlandóságra vonatkozó eredményeivel)

Ulbert (2005) megerősíti ezeket az eredményeket az egyetemi hallgatók kockázati és befektetési magatartását felmérő tanulmányban is. Ugyanakkor a szerző megkérdőjelezi a tisztán várható hasznosságelvű döntéshozatal létjogosultságát és inkább a korlátozottan racionális, pszichológiai és szociológiai tényezőket is figyelembe vevő megközelítések mellett érvel.

Molnár Márk András (2006) PhD értekezésében az alábbi eredményeket közli:

Árfolyamváltozások reprezentativitása (reprezentativitási heurisztika)	Nem igazolódik
Rövidlátó veszteségkerülés	Igazolódik
Veszteségkerülés – aszimmetrikus kockázati magatartás (Kahneman -Tversky)	Nem igazolódik
Lehorgonyzás	Nem igazolódik
Megbánás – kognitív disszonancia	Nem igazolódik
Diszpozíciós hatás	Igazolódik
Túlzott önbizalom ->csökkenti a hozamot	Nem igazolódik
Túlzott önbizalom ->növeli a kereskedés volumenét	Nem igazolódik

A romániai befektetői magatartás kérdéskörében a mai napig is legtöbbet idézett forrás az IRSOP közvélemény-kutató intézet 2000 májusában végzett lakossági felmérése. A felmérést véletlenszerű reprezentatív minta segítségével végezték az átlag feletti vagyoni helyzetű városi lakosság körében.

Ennek az alábbi következtetései a legmértékesebbek:

Romániában hiányzik a befektetési kultúra, nagyrészen a félévszázados tervgazdaság örökségeként. Egy másik fontos tényező a megbízható információk hiánya az egyes befektetési alternatívákkal kapcsolatban.

Úgy tűnik, hogy a befektetési döntések nincsenek összehangolva a kockázati szintekkel. A befektetés, mint folyamat számos többletfeladatot, többletterhet jelent a döntéshozó számára: az információszerzés a szakajtó és az Internet segítségével, a közvetlen kapcsolatfelvétel és kapcsolattartás a közvetítő társaságokkal.

A befektetési kultúra kezdetleges fokán túl az általános jellemző, ami a felmérésből kiderül, a befektetők passzivitása. A romániai tömegprivatizációs programon keresztül a lakosság jelentős része tulajdonossá vált, azonban a felaprózott tulajdonosi szerkezetnek az volt a következménye, hogy a befektetők elveszítették érdeklődésüket az értékpapír és a kibocsátó iránt. A befektetők többsége nem is ismeri azokat a jogokat, amelyekre a részvénybirtoklás feljogosítja őket, a befektetők nem szerveződtek megfelelő nyomásgyakorlásra képes érdekképviselői szervezetekké.

Jellemző továbbá a hiszékenységgel, különösen a gyors meggazdagodási lehetőségekbe vetett hit és paradox módon, a magas kockázat-elutasítás, ami főként az állami intézményekbe, az államilag garantált értékpapírokba vetett bizalom formájában ölt testet.

Az IRSOP felmérés tehát egy széles mintán alapuló reprezentatív felmérés, azonban nem tartalmaz eredményeket a pénzügyi viselkedéstanra specifikus heurisztikákra vonatkozóan, ezért magam is elvégeztem egy kérdőíves felmérést, amelynek eredményeit az alábbi alfejezetben közlöm.

### **III.3.2. Empirikus kutatás a pénzügyi viselkedéstan által posztulált összefüggések tesztelésére**

2007 novemberében elvégeztem egy összehasonlító jellegű kérdőíves felmérést pénzügy szakos hallgatók körében. A kérdőíves felmérés célja a befektetési hajlandóság, kockázatterzékelés és néhány kognitív torzítás, heurisztika feltérképezése volt.

A pénzügy szakos hallgatók szeminárium alatt töltötték ki a kérdőíveket, létrehozva egy 111 elemű reprezentatív mintát. A kérdőívek bekódolását, az adatok bevitelét, a leíró és mintavételi statisztikai számításokat az SPSS 14.0 statisztikai szoftverrel végeztem.

A 7. melléklet tartalmazza magát a kérdőívet, a következőkben a felmérés eredményeit ismertetem. Az eredmények ismertetésén belül elsősorban a mintavételi statisztikai számítások (hipotézis-ellenőrzések) kerülnek táblázatos formában is bemutatásra, a leíró statisztikákat a 8. melléklet tartalmazza.

## **Leíró statisztikák (8. mellékletben bővebben)**

Az egyetemi hallgatók mintája 111 fő, harmad- és negyed éves „Bank-pénzügy” szakos hallgatóból áll, mindannyian a kolozsvári Babes-Bolyai Tudományegyetem (BBTE) Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi kara magyar tannyelvű vonalának hallgatói.

A 111 hallgató mintában a férfi nemű hallgatók némiképpen alulreprezentáltak (48 férfi és 63 nő), de ez nagyrészt tükrözi a Közgazdaság- és Gazdálkodástudományi kar összhallgatói állományának nemek szerinti eloszlását. Az összes megkérdezett közül sajnos csak egyetlen hallgató válaszolta, hogy rendelkezik tőzsdei befektetésekkel, ő is csupán egyetlen értékpapírba fektetett be négy évvel ezelőtt. Ez a meglepően kicsi arány mutatja, hogy a tőzsdei befektetés az IRSOP felmérés (2000) óta eltelt időszakban sem tett szert nagyobb népszerűsége. Az arány annál is inkább meglepő, hogy ingatlanbefektetéssel viszont már bevallottan 4 hallgató rendelkezett. Valószínűsíthető, ugyancsak az IRSOP felméréssel összhangban, hogy az ingatlant a lakosság jó része biztosabb befektetésnek tartja, mint az értékpapírt. Mindezek tükrében a kérdőív sokkal inkább a befektetői hajlandóságról szolgálhat tanulságokkal, mint az effektív befektetési gyakorlatról.

Ami a szándékolt befektetések időtávját illeti, az olvasható ki, hogy ahogy csökken az időhorizont, úgy a válaszadók többsége hipotetikus portfóliójának egyre kisebb százalékát hajlandó befektetni az illető időtávra (például 48% egyáltalán nem végezne napon belüli kereskedést, egy évnél hosszabb időszakra azonban a válaszadók 16% -a portfóliójának a felétallokálná).

A befektetések szempontjából mérvadó információforrásként az elemzők-brókerek véleményét jelölték meg a legtöbben (83%), második helyen az Internet következett (77%), utolsó helyen viszont nagyon kevesen jelölték be az ismerősöktől-barátoktól származó „szájról szájra” informálást (6,31%).<sup>33</sup> Ez az eredmény ellentétes Molnár Márk András (2006) eredményeivel, aki az ismerősök-barátok körét fontos befektetési információforrásként azonosította a Budapesti Corvinus Egyetem hallgatóinak körében<sup>34</sup>.

Ami a mérvadó információk típusát illeti, válaszadók 57,66%-a egyaránt fontosnak tartja a hazai gazdaság és a konkrét értékpapír árfolyamalakulását a befektetés-értékelés szempontjából. A legkevésbé fontos információkként a világgazdasági fejleményeket értékelték (37%). Ezek a válaszok konzisztensek a 21-es kérdésre adottakkal, ahol egy esetleges tőzsdekrach okaiként leggyakrabban a spekulatív, árfolyammal kapcsolatos tényeket jelölték be, és legkevésbé a világgazdaság alakulását.

<sup>33</sup> Több válaszlehetőséget is be lehetett jelölni

<sup>34</sup> Molnár (2006), 124. old.

**Tőkepiaci bizalmi mutatók.** A kérdések egy csoportja a Yale Egyetem Robert Shiller professzorának módszereit használva az úgynevezett tőkepiaci bizalmi szintet („stock market confidence”) igyekezett felmérni a (a kérdőívben a 10-es, 20-as és 21-es kérdések). A kérdőívben ezek kicsit módosítva kerültek be, az első, egy éves optimizmus indexet például a hallgatók egyáltalán nem tudták értelmezni, ezért az a kérdés nem került végső feldolgozásra. Továbbá a kérdések megfogalmazását egyszerűbbé igyekeztem tenni, hiszen az eredeti kérdőíveket szakmai befektetőknek szánták. Shiller (2005) ismerteti, hogy az amerikai piacon befektetők körében az 1987-es tőzsdeválság óta rendelkezésre álló kérdőíves adatsorok hogyan mutatják egyfajta barométerként a tőkepiac „érzelmi” állapotát, sokszor híven tükrözve, hogy mennyire van a piac „medve” vagy „bika” vagy egyenesen irracionálisan mámoros állapotban? Hosszabb távú kutatási céljaim között szerepel, hogy a Shiller-éhez hasonlóan hosszú idejű adatbázis álljon rendelkezésre a fejlődő piacok esetén. Shiller adatbázisait és a módszertan részletes ismertetését a Yale Egyetem honlapján<sup>35</sup> is el lehet érni.

Az úgynevezett „vásárlás a mélypontra” („buy on dips”) index azoknak a személyeknek az arányával egyenlő, akik trendfordulást várnak egy nagyobb (pl. 4%-os) napi indexzuhanást követő napon. Ez a mutató eléggé alacsony (28%) a válaszadó hallgatók körében.

Az „értékelési bizalom” („valuation confidence”) index azoknak az arányát mutatja, akik alacsonynak vagy helyesen beárazottnak tartják az értékpapírokat általában egy adott időpontban. Ez a jelen kutatás esetében 33%, azonban erre a kérdésre a relatív többség (46%) „nem tudja-nem válaszol” választ adta, ezért nem jelenthető ki, hogy az értékelési bizalom alapvetően alacsony.

A „tőzsdekrach valószínűségi” („crash confidence”) index egy tőzsdekrach bekövetkezésének valószínűségére kérdez rá az elkövetkező hat hónapban. A hallgatók átlagosan 15%-ra becsülték egy ilyen összeomlás valószínűségét, ami meggyőző érték a tekintetben, hogy legalábbis a hallgatókban nem él az 1987-es sem az 1998-as vagy éppen a 2000-es krach nyomasztó árnyéka. Ha mégis bekövetkezne egy ilyen esemény, annak okát a korábbiakkal összhangban az árfolyamalakulás mögötti spekulatív tényezőkben látják (56%).

A válaszadók túlnyomó többsége (95%) nem tudna megnevezni egy általa spekulatív buboréknak tartott időszakot a román tőzsdén, akik mégis vállalkoztak konkrét válaszadására, többnyire a 2006-2007 időszakot jelölték meg, ami valóban egy szárnyaló időszak volt a tőzsdén.

---

<sup>35</sup> <http://icf.som.yale.edu/confidence.index/>



Ami az egyes tőzsdei értékpapír-fajták kockázatosságának megítélését illeti, természetesen a legnagyobb arányban (61,26%) az államkötvényt érzékelik kockázatmentesnek, a leginkább kockázatosnak pedig a származtatott termékeket (33,33%) érzékelik.

A válaszadók abszolút többsége közeputas elhelyezkedést választott a kockázat-hozam térben: 57%-uk legszívesebben átlagos kockázatú-átlagos hozamú eszközökbe fektetne.

A hallgatók átlagosan portfóliójuk 63%-át fektetnék három hónapnál régebben tőzsére bevezetett értékpapírba, illetve 37%-ot újabban bevezetett papírokba fektetnének, átlagosan 24,55%-ot fektetnének kis kapitalizációjú papírokba, 37,78%-t fektetnének közepes méretű vállalatok papírjaiba, és a maradék 36,13%-ot nagyvállalati papírokba.

Arra is kíváncsi voltam, hogy milyen emberi vonásokat tartanak meghatározónak a befektetési döntés szempontjából? Kiderült, hogy sokkal többen értettek egyet a szakismeretek jelentőségével (59,17%), mint a megérzések jelentőségével (32,5%).

A romániai tőkepiac és a többi tőkepiac együttmozgásának tekintetében a hallgatók sokkal inkább a feltörekvő piacokkal való együttmozgást érzékelik (a relatív többség, 49,55% egyetért), mint a fejlett piacokkal való együttmozgást (a relatív többség, 44,14% nem ért egyet).

### **A pénzügyi viselkedéstan néhány posztulátumának tesztelése.**

**Reprezentativitási heurisztika.** A 19. és 20. kérdés az árfolyamalakulás reprezentativitását igyekezett felmérni vagyis azt, hogy a hallgatók szerint mennyire lehet az elmúlt két illetve három nap árfolyamalakulásából a mai árfolyamalakulásra következtetni? A hatékonysági hipotézis szerint természetesen nem lehetséges ilyen irányban semmilyen következtetés, azonban a valós piaci helyzet sokszor azt mutatja, hogy az árfolyamok „ragadásak”, különösen sok technikai elemző igyekszik reprezentatív trendeket felfedezni, azokkal együtt vagy éppen azok ellenében mozogni. Ebben a tekintetben az volt mérvadó, hogy vajon a hallgatók többsége a hatékonyság (előrejelezhetetlenség) mellett vagy a reprezentativitás mellett foglal állást? Egy binomiális teszt segítségével vizsgáltam, hogy a hallgatók több mint fele a „nem tudja-nem válaszol”-t jelölte-e meg, vagy pedig valamilyen konkrét árfolyamalakulást jósolt?

Ránézésre is látszik (8. melléklet), hogy a hallgatók igen alacsony arányban választották a „nem tudja-nem válaszol” alternatívát (9,01% illetve 25,23%). A binomális teszt nullhipotézise szerint a 4-es válaszlehetőséget bejelölők aránya 50%, alternatív hipotézis pedig, hogy ez az arány kisebb 50%-nál. A binomiális teszt lefuttatása után kapott

szignifikancia-értékek (3.és 4. táblázat) azt mutatják, hogy az „előrejelezhetetlenség hívei” szignifikánsan kevesebben vannak, mint 50%, tehát alapos okunk van arra gyanakodni, hogy a hallgatók, esetleges befektetési döntés-helyzetekben reprezentatív mintákat fognak keresni.

Binomial Test

REPREZENTATIVITASI HEURISZTIKA	Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Asymp. Sig. (1-tailed)
Nem hisz az árfolyam-mintázatban	1.00	10	0.09	0.5	0.000
Hisz az árfolyam-mintázatban	0.00	101	0.91		
Total		111	1.00		

3. táblázat. A reprezentativitási heurisztika tesztelése két napos árfolyam-tendencia esetén

Binomial Test

REPREZENTATIVITASI HEURISZTIKA	Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Asymp. Sig. (1-tailed)
Nem Hisz az árfolyam-mintázatban	1.00	28	0.25	0.5	0.000
Hisz az árfolyam-mintázatban	0.00	83	0.75		
Total		111	1.00		

4. táblázat. A reprezentativitási heurisztika tesztelése három napos árfolyam-tendencia esetén

**Diszpozíciós hatás-megbánás tesztelése:** Mint említettem, a Shefrin-Statman által megfogalmazott diszpozíciós hatás a megbánás heuristikájára alapoz. Ha a megkérdezettek több mint fele inkább elhalasztja egy hónappal a megbánást, veszteség-érzetet szülő eladási műveletet, vagy egyszerűen kivár, akkor okunk van feltételezni, hogy megbánás-elkerülésről („regret avoidance”) van szó. Binomiális teszt segítségével vizsgáltam, hogy a kismértékű, de biztos veszteség helyett a kivárást választó hallgatók aránya meghaladja-e az 50%-ot? A leíró statisztikák szerint (8. melléklet), ez az arány 75%, amit a binomiális teszt szignifikancia-értéke is megerősít (5. táblázat). Feltételezhetjük, hogy a diszpozíciós hatás és a megbánás-elkerülés erősen érezteti a hatását.

Binomial Test

Diszpozíciós HATÁS	Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Asymp. Sig. (1-tailed)
ELHALASZT	1.00	83	0.75	0.5	0.000
AZONNAL ELAD	0.00	28	0.25		
Total		111	1.00		

5. táblázat. A diszpozíciós hatás tesztje

**Rövidlátó kockázatkerülés tesztelése:** Benartzi-Thaler (1995) a veszteségkerülés és a rövidlátás kombinációjával megmutatta, hogy az egyének ugyanarról a kockázatos lottóról

másként döntenek annak függvényében, hogy milyen időtávra, miként csomagolták számukra a kockázatos helyzetet? A jelenség a következőképpen érhető a legkönnyebben tetten: egy kockázatos értékpapír (például részvény) éves hozamait külön-külön mutatjuk be a kérdezettnek, és kérjük, hogy portfólióját ossza be a kockázatos és egy adott éves hozamú kockázatmentes eszköz (államkötvény) között majd a kockázatos eszköz többéves hozamát egyetlen számként adjuk meg és ugyanezen allokációs feladatra kérjük fel. Amennyiben szignifikánsan nagyobb százalékot allokálnak a kockázatos papírba a második scenárióban, úgy a rövidlító veszteségkerülés heurisztikáját alkalmazzák, ami – Benartzi és Thaler szerint megmagyarázhatja a paradoxálisan magas tőkepiaci részvényprémiumot.

A 6. táblázat mutatja, hogy a két esetben a részvényekre allokált portfólióhányad várható értéke csupán 4,2%-al növekedett meg a rövidlító veszteségkerülés következtében, a párosított mintás, Student féle T-teszt természetesen ilyen alacsony eltérés esetén azt mutatja, hogy nem vethető el a várható értékek egyenlőségének nullhipotézise, azaz nincs meghatározó magatartásbeli különbség a hallgatók között a kétfajta befektetési szituációban.

Paired Samples Test

		Paired Differences					t	df	Sig. (2-tailed)
		Mean	Std. Deviation	Std. Error Mean	95% Confidence Interval of the Difference				
					Lower	Upper			
Pair 1	Milyen arányban fektetne részvénybe (szeparált hozam)? - Milyen arányban fektetne részvénybe (aggregált hozam)?	-.04202	.31449	.03084	-.10318	.01914	-1.363	103	.176

6. táblázat. A rövidlító veszteségkerülés tesztje

**Lehorgonyzási hatás tesztelése:** a születési dátumot használtam horgonyként. A Pearson-féle korrelációs együtthatók azt mutatják (7. táblázat), hogy nincs szignifikáns korreláció a születési dátum és az index növekedésének megbecsült valószínűsége között, tehát kijelenthető, hogy a lehorgonyzási hatás ebben a kísérletben nem igazolódott.

### Correlations

		Irja be születésnapját	Mennyi a valószínűsége hogy a BET növekszik holnap?
Irja be születésnapját	Pearson Correlation	1	.036
	Sig. (2-tailed)		.735
	N	111	91
Mennyi a valószínűsége hogy a BET növekszik holnap?	Pearson Correlation	.036	1
	Sig. (2-tailed)	.735	
	N	91	91

7. táblázat. A lehorgonyzási hatás tesztje

**Aszimmetria a kockázati magatartásban.** Kahneman-Tversky eredeti tanulmányában a kockázattal szembeni attitűd megváltozása az egyik legfontosabb eredmény, hiszen kimutatták, hogy nyereség esetén a döntéshozók kockázatkerülő, míg veszteség esetén kockázatkereső magatartást tanúsítottak. Ezt az aspektust igen egyszerű kérdőívek segítségével felmérni, hiszen két lottót kell bemutatni a kérdezettnak: az egyikben egy kisebb mértékű biztos nyereség és egy nagyobb várható értékű kockázatos lottó közül kell választani. Ilyenkor a kockázatkerülő magatartás azt diktálja, hogy a válaszadók többsége a biztos nyereséget választja. A másik lottóban ugyanazt a két lottót veszteségként bemutatva éppen ellentétes eredmény tapasztalható: Ilyenkor a kockázatkereső magatartás azt diktálja, hogy a válaszadók többsége a kockázatosabb, nagyobb várható értékű veszteséget választja.

Ez a magatartásbeli aszimmetria a vizsgált egyetemi hallgatói mintán is igazolódott. 69,37% választotta a biztos nyereséget, 82,88% pedig a kockázatos veszteséget (8. melléklet). A binomiális teszt is megerősítette, hogy a biztos nyereséget választók aránya szignifikánsan magasabb, mint 50% (8. táblázat). Hasonlóképpen a binomiális teszt azt is igazolta, hogy a kockázatos és várhatóan nagyobb veszteséget választók aránya szignifikánsan nagyobb, mint 50% (9. táblázat). Ezek az eredmények ellentmondanak Molnár (2006) eredményeinek, akinek hallgatói és befektetői mintáján nem volt kimutatható a nyereség-veszteség aszimmetria, összhangban vannak viszont Szántó-Tóth (2003) eredményeivel, akik egy 3000 fős lakossági mintában tettek fel egyebek között a kockázatvállalásra és érzékelésre vonatkozó kérdéseket 1996-97-ben, a Kahneman-Tversky módszertant is alkalmazva.

### Binomial Test

		Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Asymp. Sig. (1-tailed)
Kahneman-Tversky	Group 1	1.00	77	.64	.50	.001 <sup>a</sup>
nyereseges szakasz	Group 2	.00	43	.36		
	Total		120	1.00		

a. Based on Z Approximation.

8. táblázat. A kockázati magatartás aszimmetriájának tesztje nyereségek esetén.

Group 1 a kisebb biztos kimenetet, Group 2 a kockázatos, nagyobb abszolút értékű kimenetet választókat jelenti

### Binomial Test

		Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Asymp. Sig. (1-tailed)
mentális/indexkosar	Group 1	1.00	71	.64	.50	.001 <sup>a</sup>
	Group 2	.00	40	.36		
	Total		111	1.00		

a. Based on Z Approximation.

9. táblázat. A kockázati magatartás aszimmetriájának tesztje veszteségek esetén.

Group 1 a kockázatos, nagyobb abszolút értékű kimenetet, Group 2 a kisebb, biztos kimenetet választókat jelenti

A mentális könyvelés egy másik fajtájára is rákérdezett a kérdőív, nevezetesen, hogy emelkedni fog-e egy részvény hozama amennyiben a részvényt beemelik a tőzsdeindex kosarába? Minden jel szerint a hallgatók nem estek e kognitív csapdába, a “nem tudja, nem válaszol” illetve a „nem lehet ebből következtetni” választ adók aránya összesen 64% (8. melléklet). A binomiális teszt eredménye (10. táblázat) feljogosít arra, hogy általánosságban kijelenthessem a hallgatók magatartása esetén, hogy nem alkalmazzák a „tőzsdeindexen belüli- tőzsdeindexen kívüli” eltérő mentális könyvelést.

### Binomial Test

		Category	N	Observed Prop.	Test Prop.	Asymp. Sig. (1-tailed)
mentális/indexkosar	Group 1	1.00	71	.64	.50	.001 <sup>a</sup>
	Group 2	.00	40	.36		
	Total		111	1.00		

a. Based on Z Approximation.

10. táblázat. A mentális könyvelés egy tesztje

Group1 szerint az indexbe emelés nincs összefüggésben a jövőbeli hozamokkal, Group 2 szerint pedig összefüggésben van.

A **túlzott önbizalom** azon hipotézis, amely szerint a döntéshozók sokszor az átlagosnál jobb döntési-előrejelzési képességeket tulajdonítanak önmaguknak, nem igazolódott. A hallgatók 56,76%-ban nem értenek egyet azzal, hogy átlagon felüli befektetési képességekkel rendelkeznek, illetve 43,24%-ban nem értenek egyet azzal sem, hogy az átlagosnál jobban értenének az ingatlanpiachoz. Ezek az arányok mindkét kérdésnél a relatív többséget jelentették (8. melléklet).

**Az egyes változók közötti összefüggések**

Érdekes és egyre inkább kutatott téma az összefüggés a befektetők neme és a szándékolt befektetési időtáv között: a jelen esetben azonban egyetlen Pearson-féle kontingencia együttható sem szignifikáns, az összefüggés hipotézise elvethető (9. melléklet).

(Ulbert (2005) szerint összefüggés áll fenn a nemek szerinti megoszlás és az észlelt kockázat szintje között is. Ezért megmértem a minőségi kapcsolat szorosságát a Pearson-féle kontingencia együtthatóval a különböző eszközök kockázatosságát nemek szerinti lebontásban rendezve. Ebben az esetben sem bizonyult szignifikánsnak a kapcsolat egyetlen befektetési eszköz esetén sem (10. melléklet).

Ami a kockázat-hozam opció és a nemek közötti összefüggést illeti, ez sem szignifikáns kapcsolat 5%-os szignifikancia-szinten, azonban 10%-os szinten már igen, az aszimptotikus szignifikancia érték ugyanis 0,07-el egyenlő. A nők igenis nagyobb arányban választják a kisebb hozamú, de kisebb kockázatú eszközöket (11. táblázat)

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.377	.007
	Cramer's V	.377	.007
	Contingency Coefficient	.353	.007
N of Valid Cases		111	

11. táblázat A nemek és a kockázati hajlandóság közötti összefüggés

Érdekes lehet még a nemek és az önbizalom közötti kapcsolat kérdése is (Odean, 2001). Ebben a tekintetben is, a 12. táblázat szerint, az előző ponthoz hasonló következtetés vonható le: 5%-os szinten nem, de 10%-os szinten már a nemet befolyásoló tényezőnek tekinthetjük az önbizalom tekintetében.

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.329	.007
	Cramer's V	.329	.007
	Contingency Coefficient	.313	.007
N of Valid Cases		111	

12. táblázat A nemek és a túlzott önbizalom közötti összefüggés

A 11. mellékletből az is kiderül, hogy a túlzott önbizalom és a szándékolt befektetési időtáv között sem szignifikáns a kapcsolat, tehát nem gyanakodhatunk a túlzott önbizalom és a gyakori kereskedési hajlam közötti pozitív kapcsolat meglétére, amit Odean (1999) posztulál.

Összefoglalva, rendszerezve, a kérdőíves kutatás az alábbi tanulságokkal szolgált a pénzügyi viselkedéstani heurisztikák tekintetében:

Árfolyamváltozások reprezentativitása (reprezentativitási heurisztika)	Igazolódik
Rövidlátó veszteségkerülés	Nem igazolódik
Veszteségkerülés – aszimmetrikus kockázati magatartás (Kahneman -Tversky)	Igazolódik
Lehorgonyzás	Nem igazolódik
Megbánás – kognitív disszonancia (Diszpozíciós hatás)	Igazolódik
Mentális könyvelés	Nem igazolódik
Túlzott önbizalom	Nem igazolódik

Az egyes heurisztikák egyedi tesztelésekor említett utalások valamint a fenti összesítő táblázat alapján látható, hogy az egyes viselkedéstani heurisztikák mennyire hektikusak: ugyanazt a heurisztikát egyik kérdőívezés eredménye megerősíti, a másik kérdőívezés nem erősíti meg. A fenti táblázatot a Molnár (2006) eredményeivel összevetve az a meglepő tanulság, hogy még az olyan nagy konszenzusnak örvendő hatások tekintetében sem azonosak az eredmények, mint a Kahneman-Tversky féle aszimmetrikus kockázati magatartás vagy a Benartzi-Thaler féle rövidlátó veszteségkerülés.

Az értekezés bevezetőjében megfogalmazott 2. hipotézisem a következő volt: „A fejlett piacokon dokumentált heurisztikákat, viselkedéstani torzításokat minden kétséget kizáróan igazolni lehet a feltörekvő piacok esetében is.” A jelen III.rész tanulságai azonban arra készítetnek, hogy elvessem ezt a hipotézist és helyette azt a tanulságot kell megfogalmaznom értekezésem 3. téziseként, hogy:

### **3. TÉZIS: A VISELKEDÉSTANI HEURISZTIKÁK, TORZÍTÁSOK IDŐBEN ÉS TÉRBEN ÁLTALÁBAN NEM ÁLLANDÓAK, NEM FORMALIZÁLHATÓK ÉS NEM ÁLTALÁNOSÍTHATÓK.**

Éppenezért nehezen várhatjuk azt, hogy ezen heurisztikák alapján egyensúlyi tőkepiaci modellekhez jussunk el. Pontosan az instabilitásuk, a kimutatási módszerek iránti rendkívüli érzékenységük és hektikusságuk teszi őket alkalmatlanná arra, hogy a verbális modellezésen túlmutató egzakt előrejelzéseket lehessen rájuk építeni.

Némiképp fontos kivételek ezalól a kumulatív kilátásméletben formalizált torzítások, amelyekről éppen az előző rész végén megfogalmazott tézisben fogalmaztam meg, hogy sikeresen formalizálhatók tőkepiaci modellekké bizonyos korlátozó feltételek teljesülése mellett. Ez a pontosítás fontos, hiszen enélkül látszólag a 2. és 3. tézisem ellentmondásban állna egymással.



## **IV. ÁRFOLYAMALAKULÁSI ANOMÁLIÁK ÉS VISELKEDÉSTANI MAGYARÁZATOK**

A hatékony piacok hipotézise szerint a „zajt” (az anomáliát) a nem racionális befektetők, nem tökéletes piacokon történő tranzakciói okozzák, azonban a racionális döntésektől való eltérések összesített hatása végső soron zérus.

Amennyiben érvényes a véletlen bolyongás hipotézise, akkor semmiféle szezonalitásnak nem szabad érvényesülni az árfolyamokban. Míg az '50-'70-es években végzett tesztek szerint valóban semmiféle szezonális hatás nem tapasztalható az árfolyamokban, addig az ezt követő időszakra vonatkozó újabb vizsgálatok figyelemre méltó hatásokat mutattak ki, amelyek közül néhányat emelek ki a következőkben.

A véletlenszerű árfolyammozgástól való szisztematikus eltéréseket (tőzsdei anomáliákat) aszerint fogom csoportosítani, hogy milyen fajta tőkepiaci hatékonyságnak mondanak ellent?

### **IV.1. A GYENGE HATÉKONYSÁGNAK ELLENTMONDÓ ANOMÁLIÁK**

Az árfolyamok bármilyen előrejelezhetősége, mintaszerű viselkedése ellentmond a tőkepiaci hatékonyság gyenge formájának. Beszélhetünk szezonális hatásokról, hosszú távú szisztematikus árfolyammozgásokról (reverzió, lendület, átlaghoz visszahúzás), illetve a technikai elemzés által feltárt árfolyam-mintázatokról. Ez utóbbiakról már említést tettem a gyenge hatékonysági forma teszteléséről szóló fejezetben, így a következőkben a szezonális anomáliákról, illetve a reverziós és lendülethatásról lesz szó.

#### **IV.1.1. Szezonális (kalendarisztikus) anomáliák**

A szezonális anomáliák esetén a hozamok adott rendszerességet követnek az év valamely hónapjában vagy pedig a hozamok héten belüli eloszlása szisztematikus. Igen sokfajta anomáliáról lehet olvasni (október-hatás, december-hatás, 5-el végződő évek hatása) azonban minden kétséget kizáróan csupán a január-hatást mutatták ki.

**A január-hatás.** A januárban elért hozamok szisztematikusan és tartósan (perzisztensen) meghaladják az év többi hónapjában regisztrált hozamokat. Ez a jelenség úgy

tűnik különösen erős a kis kapitalizációjú cégek esetén, innen a „small firm in January effect” (kisvállalati január-hatás) elnevezés is.

Keim (1983) tanulmányában a kisvállalatok értékpapírjaiból álló portfóliók mindig nagyobb hozamokat eredményeztek, mint a „nagyvállalati portfóliók”. 1963 – 1979 közötti adatok segítségével Keim megmutatta, hogy ezen hozamtöbblet csaknem 50%-át január első öt napján lehet elkönyvelni. A január-hatásra egyetlen olyan magyarázat született, amely összhangban van a hatékony piacok elméletével, az úgynevezett adók eladásának hipotézise („tax selling hypothesis”). Az elmélet szerint év végén számos befektető eladja veszteséges papírjait ezzel olyan veszteségeket könyvelve el, melyek levonódnak adóalapjából. Az eladásból származó összegeket azután a következő év elején újrabefektetik, jelentős többletkeresletet és ezáltal hozamnövekedést okozva.

Ennél is meglepőbb eredményeket szolgáltat Ritter (1988). Ő a szisztematikus kockázatot figyelembe veendő, a papírok bétája és a kibocsátók mérete szerint képzett 20 kategóriát, majd ezeken belül mérte meg az átlagos havi hozamot 1935-1986 között. Az eredmények azt mutatták, hogy a magas bétájú értékpapírok hozama csak januárban és csakis a kisvállalatok esetén haladta meg szignifikánsan az alacsonyabb bétájú papírok átlaghozamát.

A havi hatások arra vonatkoznak, hogy sokszor a hozamok szisztematikusán egyenlőtlenül oszlanak meg minden egyes hónapon belül. Ariel (1987) szerint 1963-1981 között minden hónap első felében a hozamok jelentősen magasabbak voltak, mint a hónap második felében.

A január-hatás empirikus tesztelésekor a leggyakrabban „dummy” (kategorikus, diszkrét) változós ökonometriai specifikációt alkalmaznak, amely a többlethozam megmagyarázására a CAPM-ből ismert szisztematikus kockázati tényező mellett magába foglalja a január befolyását is:

$$r_j - r_f = a_0 + a_1 JAN + \beta(r_m - r_f) + \varepsilon_j \quad (47.)$$

Itt az  $r$  változók a CAPM-ből ismertek, az  $a_0$  a regresszió konstans tagja, az  $a_1$  paraméter a januári hozam együtthatója, a JAN pedig egy „januári dummy” változó, amelynek értéke 1 a januári hozamok esetén, a többi hónapban pedig nulla.

**Héten belüli szezonális.** A héten belüli hatások vizsgálata során leggyakoribb a szakirodalomban a hétfői abnormálisan alacsony hozamok megállapítása („weekend effect”, hétfő-hatás). Gibbons és Hess (1981) tanulmányában például 4000 megfigyelést végzett 1962 – 1978 között, és felhívta a figyelmet a héten belüli hozameltérésekre. Szerintük a

legalacsonyabb hozamok hétfőn jelentkeztek, míg a legmagasabbakat szerdánként és péntekenként lehetett elkönyvelni.

A január-hatáshoz hasonlóan a héten belüli szezonális empirikus tesztelésekor is „dummy” (bináris) változós ökonometriai specifikációt alkalmaznak:

$$r_j - r_f = a_0 + a_1 HET + \beta(r_m - r_f) + \varepsilon_j \quad (48.)$$

Itt az  $a_1$  paraméter a hétfői hozamot jelenti, a HET pedig az úgynevezett „hétfő-dummy”, amelynek értéke 1 hétfői hozamok esetén, a többi napon pedig nulla.

Ami a kalendarisztikus anomáliák tesztelését illeti a feltörekvő piacokon, a következő tanulmányokat emelném ki.

Egy sokat hivatkozott tanulmányban Claessens et al. (1995) 20 feltörekvő piacon tesztel többek között kalendarisztikus anomáliákat. Meglepő módon eredményeik nem támasztják alá a január-hatást. A magyar tőzsdén (Ulbert et al (2000) mutatnak ki jelentős héten belüli hozam-mintázatokat, míg a romániai piacon Todea (2005) dokumentálja a január-hatást.

**A kalendarisztikus anomáliák magyarázata.** A befektetők racionalitásának hívei a már említett adók eladásának hipotézisére („tax selling hypothesis”) hivatkoznak előszeretettel. Ez a magyarázat azonban nem mindig helytálló, hiszen olyan piacokon is kimutatták a január-hatást, amelyeken a fiskális év nem Januárban, hanem áprilisban veszi kezdetét (pl. Nagy Britannia) vagy éppen júliusban (pl. Ausztrália).

**A viselkedéstani magyarázat** szerint a döntéshozók eltérő mentális számlákon tartják nyilván a különböző években eszközölt befektetéseket, így hajlamosak az újévet egy új kiindulási, referencia-pontként tekinteni, amelyben a befektetők újévi optimizmussal a hónap első heteiben jellemzően feltornázzák a részvények hozamát. Ez azzal a ténnyel is összefüggésben áll, hogy a januári többlethozamot is jellemzően e hónap első öt kereskedési napján könyvelhették el a befektetők. Igencsak meglepő az is, hogy a CAPM modell érvényességét tesztelő tanulmányok is sokkal jobban illeszkedőnek tartották a modellt a januári hozamokra, mint az év bármely más hónapjának hozamaira. Ugyancsak a mentális könyvelés melletti érvként említhető, hogy az irodalomban az úgynevezett „másik Január hatás”-ról is értekeznek (pl. Cooper et al., 2006), melynek értelmében a januári hozamoknak előrejelző értékük van az év többi hónapjában regisztrált hozamok tekintetében.

Ugyancsak viselkedéstani megalapozottságú az a magyarázat (Thaler (1987) nyomán), amely szerint a kalendarisztikus anomáliák mögött kalendarisztikus rendszerességű pénzmozgások állnak. Például számos magánnyugdíjalap vagy nyíltvégű alap év végén

hosszú pozícióinak felszámolására kényszerül, hiszen az alap befektetőinek ilyenkor, az év végi Ünnepek előtt van a legnagyobb szükségük likvidításra. A befektetők kifizetése miatt eladási nyomás nehezedik a piacra és így keletkezhetnek az abnormálisan alacsony decemberi, év végi hozamok. Ily módon egy befektetői fogyasztási attitűd áttevődik az intézményes magatartás szintjére, amely a maga során tőkepiaci anomáliát generál.

Ugyancsak az intézményes befektetők magatartását elemezve az következtethető ki, hogy a befektetés-menedzserek, alapkezelők igyekeznek megtisztítani, minél jobb fényben feltüntetni az általuk kezelt portfóliókat az éves jelentések vagy más fontos jelentési időszakok közelében (kirakat-rendezési hipotézis, „window dressing”). Ez a viselkedési mintázat részben megmagyarázhatja az év végi és a hónap végi ismétlődő hozammintázatokat.

Végül meghatározó viselkedéstani tényezőnek bizonyul az információk (jó és rossz hírek) beérkezésének ütemezése is. Ez különösen a hétvégi hatást tudja megmagyarázni tekintetbe véve, hogy az illetékesek hajlamosak a vállalati vagy egyéb típusú rossz hírek bejelentését elhalasztani a pénteki zárás utánra. Ezek az elhalasztott bejelentésű rossz hírek azonban a hétfői árfolyamokban benne lesznek, negatív hozamokat eredményezve.

Természetesen egy Fama-értelemben hatékony piac végtelen kínálatban biztosít arbitrázsőröket, akik ezeket a kalendarisztikus hatásokat kiaknázva hosszabb távon visszaállítanák az egyensúlyi árfolyamot, azonban az arbitrázs nem mindig korlátlan a valós piacokon.

Sokáig úgy tűnt, hogy a január-hatás az egyik leginkább perzisztens anomália, azonban a nyugati szakértők körében egyetértés kezd körvonalazódni, ugyanis az újabb tanulmányok szerint a kalendarisztikus hatások általában, a január-hatás pedig különösképpen tompult, szinte megszűnt az elmúlt másfél évtizedben (Shleifer 2000, Shiller 2005). A jelek szerint igen hosszú idő után az arbitrázsőrök tevékenységének hatása megérett, profit-learnatásukkal felszámolták e hatásokat, a piac végeredményben, igen hosszú távon korrigálta az anomáliákat. Felmerül azonban a kérdés, hogy a „végeredményben hatékony” piac valóban „hatékonnak” tekinthető-e a kifejezés eredeti értelmében?

#### **IV.1.2. Reverzió, lendület, átlaghoz visszahúzás**

DeBondt és Thaler (1985) mérföldkönek számító tanulmánya indította meg a kutatás ezen szerteágazó irányát, hiszen új vizsgálati módszert honosítottak meg az anomáliák feltérképezése terén. A múltbeli hozamokat elemző tanulmányok keretében „vesztes” és

„nyertes” portfóliókat képeznek a múltbeli (úgynevezett „képzési időszak” alatt begyűjtött) hozamok alapján majd ezen portfóliók teljesítményét elemzik egy következő, úgynevezett „teszt-időszakban”.

Azt vették észre, hogy a New York-i Értéktőzsdén (New York Stock Exchange, NYSE) egy adott 3-5 éves időszakban jól (rosszul) teljesítő papírok a következő 3-5 éves időszakban rosszul (jól) teljesítenek, vagyis a hozamok terén megfordulás, reverzió zajlik. A szerzők ezt a jelenséget a befektetők irracionális magatartásával magyarázzák. Szerintük a befektetők (és a spekulánsok) túlreagálják az árfolyamokat befolyásoló tényezőket, híreket. Ezt a hatást nyertes-vesztes („winner-loser”) hatásnak is elnevezték, hiszen egy befektető ilyen esetben többletkockázattal nem indokolható profithoz juthat, ha a múltbeli „veszteseket” megvásárolja és a „nyerteseket” eladja.

Az ilyenfajta, múltbeli információra alapozó kereskedési stratégiát nevezzük anticiklikus vagy kontra-stratégiának. Ez a stratégia, akárcsak a technikai elemzés számos stratégiája, ellentmond a hatékony piacok gyenge formájának.

Amennyiben nem ez történik, hanem ellenkezőleg, a „nyertes” portfólió továbbra is hozam-többletet, a vesztes pedig hozamcsökkenéseket könyvel el, akkor azt mondjuk, hogy lendület („momentum”) tapasztalható a hozamokban. Ezt a szabályszerűséget természetesen az ún. „momentum-stratégiával” lehet kiaknázni. A lendület-kutatások kiinduló tanulmánya Jegadeesh és Titman (1993).

DeBondt és Thaler túlreagálási hipotézise („overreaction hypothesis”) szerint az árak időszakosan azért távolodnak el a fundamentális értéküktől, mert a befektetőkben optimizmus- pesszimizmus hullámok váltakoznak.

A tanulmány havi NYSE hozamokkal dolgozik 1933 és 1982 között. Két portfóliót alkotnak a legmagasabb, illetve a legalacsonyabb többlethozamot felmutató 35-35 papírból. Többlethozamként a szerzők a piaci portfólióhoz (indexhez) hasonlított hozamot értik három éves periódus alatt. Ezt az időszakot képzési (kategorizációs) időszaknak nevezzük. A következő lépésben kiszámolják hasonló módszerrel az abnormális hozamokat a következő 3 évre (tesztelési periódus). Majd végül ezt a folyamatot megismétlik 16 darab, 3 éves időszakon keresztül, átfedések nélkül, 1933 januárjától kezdve. A számítások azt mutatták, hogy a tesztperiódus alatt a vesztesek átlagban 19,6%-al teljesítették túl a piacot, a nyertesek pedig átlag 5%-al maradtak a piaci átlagos teljesítmény alatt, vagyis a nyertesek összességében mintegy 24,6%-al teljesítették túl a veszteseket. Az abnormális hozamok tekintetében aszimmetria tapasztalható abban az értelemben, hogy a vesztesek pozitív

többlethozamai jelentősen nagyobbak, mint a nyertesek negatív többlethozamai. A szerzők azt is kimutatják, hogy a hatás legnagyobb része januárban nyilvánul meg.

A '90-es évek során növekvő számban jelentek meg olyan empirikus tanulmányok, amelyek előrejelzési módozatokat dokumentáltak az USA piacain. Fama és French (1992) azt találja, hogy a hozamok autokorrelációja negatívvá válik 2 éves időhorizonton, minimális értékeket vesz fel 3-5 éves időhorizonton, majd hosszabb periódusokra ismét nulla felé közelednek az autokorrelációs együttthatók (U alakú autokorrelációs függvények).

Poterba és Summers (1988) eredményei is megerősítik ezt, akik azt vallják, hogy létezik az árfolyamoknak egy átlaghoz visszahúzó („mean reverting”) komponense, amely csupán hosszabb távon válik jelentőssé.

Az európai helyzetet elemző tanulmányok közül emlitem a Brouwer, Van DerPut és Veld (1997) írását, amelyben értékalapú stratégiákat kombinálnak a reverziós folyamatokkal. Nagy Britannia, Franciaország és Németország piacain mutatják ki, hogy bizonyos számviteli mutatók alapján azonosított vesztesek hosszú távon felülmúlják a hasonló módszerekkel besorolt nyerteseket.

Chan et al. (1991) azt állítják, hogy a sokáig negatív többlethozamot felmutató papírok bétája növekszik ezért a későbbi pozitív többlethozamot a CAPM alapján a megnövekedett béta magyarázza. Hasonlóan a magas többlethozamú papírok bétája esni fog, lecsökkentve ezzel az elvart hozamot.

Zarowin (1990) megkérdőjelezi a túlreagálási hipotézist, azzal érvelve, hogy a reverzió mögött tulajdonképpen az áll, hogy a vesztesek rendszerint kis kapitalizációjú cégek papírjai így a reverziós hatás csupán a méretprémium egy másik megnyilvánulási formája.

Más kritikák, pl. Conrad és Kaul, (1993) a „bid – ask” marzsra hivatkoznak, mint torzító tényezőre. A „bid-ask” marzs a „dealer” piacokon lép fel, mint az eladási és vásárlási ár különbsége. Ezzel a marzssal az a probléma, hogy megtévesztő (spuriózus) autokorrelációkat eredményezhet, amely különösen a kisebb kapitalizációjú, kevésbé likvid papírokat érinti.

A túlreagálás hipotézisének hívei a következőképpen válaszoltak ezekre a kritikákra:

Chopra et. al (1992) újabb bizonyítékok segítségével elutasítják a reverzió méretprémium segítségével történő magyarázatát, ugyanis gazdaságilag jelentős profitot tudnak kimutatni azután is, hogy figyelembe veszik a méretbeli különbségeket.

Állást foglalt a vitában Eugene Fama, a hatékony piacok elméletének egyik legelső megfogalmazója is a már említett Fama-kritikában. Fama (1998) szerint számos, reverziót dokumentáló cikk módszertani hiányosságoktól szenved, valamint bizonyos periódusokban

nem túlreagálást, hanem alulreagálást lehet kimutatni. Egyszersmind azt állítja, hogy ezekben a cikkekben feltárt jelenségek nem bizonyítják megfelelőképpen a befektetők irracionalitását.

Egy 1996-os tanulmányban Fama és French úgy találják, hogy a DeBondt és Thaler valamint Lakonishok et al (1994) által dokumentált reverziók és anticiklikus stratégiák által eredményezett profit megmagyarázható egy többtényezős egyensúlyi árazási modell („Multifactor Asset Pricing Model”) segítségével, vagyis kockázati prémiumokon keresztül. DeBondt és Thaler (1990) amerikai elemzők prognózisait teszteli egy, illetve két évre. Az eredmények azt mutatják, hogy az előrejelzett nyereségek sokkal volatilisabbak a tényleges nyereségeknél, tehát még a „profi” piaci szereplők is túlreagálnak bizonyos vállalati szintű pénzügyi változásokat.

Lo és MacKinlay (1990) szerint az anticiklikus stratégiák a reverzió hiányában is jövedelmezők lehetnek. Pontosabban olyan helyzeteket azonosítanak, amelyben egyes papírok árfolyamai gyorsabban reagálnak az információkra, mint más papíroké, egy késleltetett („lead-lag”) hatást eredményezve ezáltal, amely kontra-stratégiákkal kiaknázható.

Újabban számos tanulmány vizsgálta meg a reverzió és túlreagálás hipotézisét feltörekvő piacokon. A tanulmányok túlnyomó része a kínai, dél-koreai, malajziai, tájféldi, tajvani és fülöp szigeteki piacokra koncentrál (Brooks és Persaud, 2001). Van der Hart et al (2003) átfogó elemzést ad néhány érték- és lendület- stratégiáról a közép- és kelet európai piacokról is (Csehország, Magyarország, Lengyelország, Oroszország, Szlovákia). A legtöbb ilyen jellegű tanulmány a túlreagálás jelenlétét és az anticiklikus stratégiák jövedelmezőségét mutatja ki a megfelelő kockázati korrekciók elvégzése után is.

A világ tőkepiacain elvégzett empirikus vizsgálatok tehát túlnyomórészt igazolják, hogy az anomáliák a tőzsdék világában létező, regisztrálható jelenségek. Különböző tőzsdéken, különböző intenzitással, de általában megfigyelhető jelenségek, melyek okairól, magyarázó tényezőiről viszont megoszlanak a vélemények.

A szerzők egy csoportja a méretprémium jelenségével magyarázza a túlreagálást és az anomáliákat. Mások a kockázati prémium nem megfelelő „beárazásában”, illetve a portfóliók nem kellő diverzifikáltságában látják az anomáliák magyarázatát.

**A többlet-kockázat és az időben változó kockázati prémium magyarázata** (Fama és French, 1992, Li, 2007). Fama és French többtényezős modellje valamint Li modellje a vesztes és nyertes többlethozamok közötti különbséget a szisztematikus kockázatra vezeti vissza, feltételezve, hogy a vesztes portfóliók olyan kockázatokat tartalmaznak, amelyeket a béta nem képes megragadni illetve nem kellően diverzifikáltak ezek a portfóliók. Más vélemények szerint a reverziót az időben változó piaci kockázati prémium is okozhatja.

Ezek a magyarázatok a döntéshozótól független, piaci tényezőkre vezetik vissza az anomáliákat. A technikai, módszertani törekvésektől sem mentes leegyszerűsített magyarázatok sorában üdítő színfoltként jelentkeztek olyan szerzők, akik a döntéshozóra, annak szubjektumára, szociológiai és pszichológiai meghatározottságára koncentráltak.

**Viselkedéstani magyarázatok.** Barberis, Shleifer és Vishny (BSV, 1996) modelljében az árfolyamok véletlen bolyongást követnek, azonban a befektetők, helytelenül, kétfajta árfolyam-rendszert érzékelnek. Az A-val jelölt rendszerben, amelyet a befektetők gyakoribbnak érzékelnek, a hozamok gyakrabban előjelet váltanak, az árfolyam átlaghoz visszahúzó. Amikor a befektetők az A rezsimet érzékelik, az árfolyam alulreagál, hiszen a befektetők úgy ítélik meg, hogy egy esetleges trend csupán átmeneti jellegű. A B verzióban, a valószínűtlenebbnek ítélt rezsimben az azonos előjelű változásokat a piac trendként ismeri fel. Ezt a trendet ezután tömegesen követik a befektetők, az ár pedig túlreagál.

Természetesen mivel az árfolyam mögötti információk véletlen bolyongást követnek, ezért a ténylegesen bekövetkezett nyereség és osztalék adatok alulmaradnak az árfolyamba beépítettekhez képest, így a hosszú távú hozamok korrigálódnak, a folyamat visszahúz az átlaghoz.

Ebből azt a következtetést vonják le, hogy az egyének a közelmúltbeli történéseket relatíve felülértékelik (ld. még Kahneman-Tversky, (1973) a miópia jelensége), befektetési stratégiájuk konzervatív, azaz lassan aktualizálják portfóliójukat, nem megfelelő gyorsasággal reagálnak az új információk megjelenésére.

A BSV modell egy meglehetősen módszertan-igényes specifikáció, amelyben a két rezsim egy „emlékezet nélküli” Markov folyamatot követ, számos paraméterrel. Éppen a paraméterek és a matematikai eredetű kikötések nagy számából adódóan azt gondolom, hogy a BSV vagy a belőle továbbfejlesztett modellek nehezen juthatnak el a valós piacok folyamatainak leírásához.

Daniel, Hirshleifer és Subramanyam (DHS, 1997) eltérő hipotézisrendszerrel dolgozik. Ebben a modellben jólinformált és nem-informált befektetők szerepelnek a piacon. Az árfolyamokat az előbbiek határozzák meg. A jól informált befektetők túlzott önbizalommal rendelkeznek, ami természetesen azt eredményezi, hogy az érzékelt árfolyamjelzéseket túlzott mértékben extrapolálják.

Az ún. „önteltség” („self-attribution”) arra készteti a befektetőket, hogy hagyják figyelmen kívül azokat a jelzéseket, amelyek nincsenek összhangban saját korábbi elgondolásaikkal.



A saját elemzés vagy információ nyomán létrejött ún. „privát” információra való túlreagálás és a publikus információra való alulreagálás miatt a hozamok rövid távon indokolatlan, irracionálisan erős lendületet kapnak. Hosszú távon azonban, ha a nyilvános információk elnyomják a magán jellegű információkat, akkor a hozamok terén visszatérés következik be.

E rövid szakirodalmi áttekintés is rámutatott arra, hogy milyen szerteágazó magyarázatokkal szolgálnak az elméleti és empirikus megközelítések a kalendarisztikus anomáliák tekintetében. A racionalitás felfogások ugyan eltérőek, de a lehetséges magyarázatok minden oldalról azt látszanak alátámasztani, hogy a befektetők is emberek: eltérő informáltsággal, heterogén várakozásokkal, különböző kockázati attitűddel rendelkeznek. Nem érdektelen ezért annak vizsgálata, hogy az irracionalitás milyen mértékben magyarázható a fenti tényezőkkel és mennyiben játszik ebben szerepet a piac tökéletlen működése.

#### **IV.1.3. A reverziós- és lendülethatás tesztelése a Budapesti Értéktőzsdén**

A fentiek ismeretében Ulbert József témavezetőmmel közösen egy empirikus vizsgálatot végeztünk a magyar tőkepiacon (Nagy-Ulbert, 2007), amely arra keresi a magyarázatot, hogy regisztrálhatunk-e hosszabb távú szezonális anomáliákat, illetve azok milyen okokra vezethetők vissza?

**Adatok és módszertan.** A felhasznált adatok forrása a Budapesti Értéktőzsde weboldala ([www.bet.hu](http://www.bet.hu)) valamint a Reuters ügynökség által szolgáltatott idősorok<sup>36</sup>. A számításokban záróárakat használtunk fel, ugyanis a szakirodalomban a záróárakat használják legtöbbször az ilyenfajta tanulmányokban. A záróárak mellett a releváns osztaléokra vonatkozó adatokat is beépítettük az elemzésbe.

A gyenge kereskedés és az adatok szinkronhiányának torzításait elkerülendő 9 értékpapírt választottunk ki (ezeket 3 db., 3 papírból álló portfólióba csoportosítottuk). A viszonylag alacsony számú papír kiválasztását az indokolta, hogy igyekeztünk minél hosszabb elemzési időszakot választani, hiszen az alkalmazott módszertant kifejezetten hosszú távú vizsgálatokra fejlesztették ki. A papírok a tőzsde „részvények A” kategóriájába tartoznak. Az elemzés időtávja: 1996 január 1 - 2007 október 10.

Az elemzésben a következő részvényeket használtuk:

---

<sup>36</sup> Ezek az adatsorok korrigálják a tőkeváltozás (pl. részvényfelaprózás) okozta hirtelen árfolyamugrásokat.

Társaság	Szimbólum	Ágazat
Mol Nyrt	MOL	Kőolaj- és földgázipar
OTP Nyrt	OTP	Bankszektor
Magyar Telekom Nyrt	MTELEKOM	Távközlés
FOTEX Nyrt	FOTEX	Kiskereskedelem
Egis NYrt	EGIS	Gyógyszeripar
Richter Gedeon Nyrt	RICHTER	Gyógyszeripar
Pannonplast Nyrt <sup>37</sup>	PPLAST	Műanyagipar
Danubius Hotels Nyrt	DANUBIUS	Szállodaipar
Zwack Unicum Nyrt	ZWACK	Italgyártás

13. táblázat. A reverziós hatás tesztelésében felhasznált részvények (BÉT)

A módszertan lényege, hogy 3+3 éves időszakon vizsgáljuk a „nyertes” és „vesztes” portfóliók teljesítményét, ami az említett 12 éves időtáv tekintetében azt jelenti, hogy 2 darab különálló „futtatást” végzünk a következőképpen:

Periódus	Képzési periódus (FP)	Teszt- Periódus (TP)
1	1996-1998	1999-2001
2	2002-2004	2005-2007

14. táblázat A reverziós hatás képzési és tesztperiódusai (BÉT)

Jól látható, hogy a DeBondt-Thaler (1985) tanulmányhoz hasonlóan itt is egymást nem átfedő időszakokra végeztük a vizsgálatot, elejét véve annak, hogy azonos hatások kerüljenek be két független tesztelésbe. Természetesen a „nyertes” és „vesztes” portfóliók összetétele a két futtatás alkalmával eltérő, hiszen mások lesznek a „nyertes” illetve a „vesztes” részvények.

A tanulmányban heti logaritmikus hozamokat (loghozamokat) használtunk az osztalék hatását is figyelembe véve, hiszen a BUX index, amelyhez a későbbiekben a hozamokat viszonyítjuk, úgyszintén tartalmazza az osztalékfizetés hatását.

<sup>37</sup> Időközben a társaság helyébe a Pannergy Nyrt. jogutód lépett

$$R_{j,t} = \ln \left[ \frac{P_{j,t} + D_t}{P_{j,t-1}} \right] \quad (49.)$$

ahol  $R_{j,t}$  = a j papír hozama t időszakban (héten)

$P_{j,t}$  = a j papír árfolyama a t időszakban (héten)

$P_{j,t-1}$  = a j papír árfolyama a t-1 időszakban (héten)

$D_t$  = a t időszakban kifizetett egy részvényre jutó osztalék („Dividend per Share”, DPS). Az osztalékot a kifizetett időpontban („pay date”) és nem a bejelentés időpontjában („announcement date”) vettük figyelembe. Ezenfelül az osztalékot mindig a kifizetés napját követő legelső heti hozam kiszámításánál vettük figyelembe.

A többlethozamok kiszámítására a BUX indexet használjuk, ezt tekintjük a piaci portfólió helyettesítőjének (proxijának). Az index esetén is heti loghozamokat számolunk, ezekhez viszonyítjuk az egyedi papírok loghozamait.

A többlethozamok számítási módja a következő:

$$AR_{jt} = R_{jt} - R_{mt} \quad (50.)$$

ahol  $R_{jt}$  és  $R_{mt}$  a „j” papír, „m” a piac (BUX) hozamát jelentik t időpontban. Fontos megjegyezni, hogy DeBondt és Thaler (1985) szerint a reverziókra vonatkozó eredményeket nem befolyásolja az, hogy az egyedi loghozamot közvetlenül a piaci hozamhoz viszonyítva kapjuk a többlethozamot, vagy pedig valamilyen CAPM alapú többlethozam-mérőeszközt alkalmazunk, mint amilyen például a Jensen-féle alfa.

Brown és Warner (1980) is megerősíti, hogy bonyolult várható hozam modellek kevészer adnak megbízhatóbb eredményt, mint az egyszerű többlethozam modellek. Emellett amiatt is döntöttünk a CAPM alapú elvárt hozamok alkalmazása ellen, mert amint azt a CAPM-ről szóló fejezetben is említettük, a magyar piacon végzett tanulmányok (pl. Andor et al., 1999, illetve Varga-Rappai 2002) nem mutatják ki minden kétséget kizáróan a CAPM modell érvényességét.

A loghozamok mindenképpen előnyösebbnek tekinthetők az aritmetikai hozamoknál úgy elméleti, mint gyakorlati síkon. Az elméleti megalapozottság tekintetében ezeket a hozamokat additív tulajdonságuk teszi alkalmassá. Gyakorlati szempontból az is hasznos, hogy a loghozamok legtöbbször egy, a normális eloszlást jobban megközelítő eloszlást követnek, amely alkalmassá teszi őket arra, hogy segítségükkel lineáris regressziókat vagy Student-féle teszteket hajtsanak végre. Emellett a szakirodalom is többnyire a loghozamokat használja a reverziós tesztekben.

A kumulált többlethozamokat (CAR = „cumulative abnormal return”) értékpapíronként kalkuláltuk:

$$CAR_j = \sum_{t=1}^T AR_{jt} \tag{51.}$$

ahol T a kereskedési napok száma az illető papír tekintetében a formálási periódusban. Tehát példának okául a MOL kumulált többlethozamait úgy kaptuk meg az első képzési időszakban, hogy 1996 január 1-től 1998 december 31-ig az összes heti többlethozamát összeadtuk. Ezután a papírokat a CAR csökkenő sorrendjében soroltuk és ez képezte a nyertes- illetve vesztes portfóliók képzésének alapját (15.táblázat). A portfóliók szintjén az aggregált többlethozamot a portfólió-hozam értelmezésének megfelelően úgy számoltuk, hogy képeztük a portfólióban szereplő részvények hozamainak a súlyozott átlagát, ahol a súlyokat a piaci érték (napi záróárfolyam) képezte:

$$r_p = \frac{\sum_{i=1}^n P_i r_i}{\sum_{i=1}^n P_i}$$

ahol  $r_p$  a portfólió hozamát,  $r_i$  az  $i$ -dik részvény többlethozamát,  $P_i$  pedig az  $i$ -dik részvény aznapi záróárfolyamát jelöli.

PORTFOLIOK 1996-2001			
NYERTES PORTOFOLIO			
Mtel	1996-98	0,455728	1999-01 -0,93612
Zwack	1996-98	0,390516	1999-01 -0,16501
Mol	1996-98	0,124866	1999-01 -0,84394
	ATLAG	0,323703	ATLAG -0.24366
KOZEPSO PORTFOLIO			
Otp	1996-98	0,11134	1999-01 0,180058
Danubius	1996-98	-0,26653	1999-01 -0,14516
Richter	1996-98	-0,39056	1999-01 0,077932
	ATLAG	-0,18192	ATLAG 0,037609
VESZTES PORTFOLIO			
Egis	1996-98	-0,90816	1999-01 0,363647
Pplast	1996-98	-1,02333	1999-01 -0,52188
Fotex	1996-98	-1,19786	1999-01 0,175794
	ATLAG	-1,04312	ATLAG 0.076038
PORTFOLIOK 2002-2007			
NYERTES PORTFOLIO			
Otp	2002-2004	0,552597	2005-2007 -0,08834
Mol	2002-2004	0,310787	2005-2007 -0,02987
Danubius	2002-2004	0,155445	2005-2007 0,06137
	ATLAG	0,33961	ATLAG -0.07093
KOZEPSO PORTFOLIO			

Zwack	2002-2004	0,013473	2005-2007	0,373932
Richter	2002-2004	-0,09106	2005-2007	-0,21382
Fotex	2002-2004	-0,22487	2005-2007	0,868436
	ATLAG	-0,10082	ATLAG	0,34285
VESZTES PORTFOLIO				
Egis	2002-2004	-0,32016	2005-2007	-0,26118
Mtel	2002-2004	-0,49568	2005-2007	-0,1137
Pplast	2002-2004	-1,08126	2005-2007	1,335994
	ATLAG	-0,63237	ATLAG	-0.0124

15. Táblázat. Az elemzett részvényekből alkotott portfóliók

Forrás: saját számítás REUTERS adatok alapján

### A kutatás megfogalmazott hipotézisei és alkalmazott módszerei

A kutatás alapvető hipotézise, hogy létezik egy reverziós hatás (visszarendeződés) az abnormális hozamokban a vizsgált időtávon. Minthogy a hozameloszlások jelen esetben is kissé eltávolodnak a normális eloszlástól ezért nem elégszünk meg a Student féle t-teszt alkalmazásával hanem nemparaméteres tesztet is végrehajtunk.

Mind a Student-t, mind a nemparaméteres tesztek esetén akkor igazolódik a reverziós hipotézis, ha a nyertes portfóliók esetén az abnormális hozamok szignifikánsan csökkennek, a vesztesek esetén pedig szignifikánsan növekednek a tesztelési periódusban, olyannyira, hogy a korábbi vesztes portfóliók túlteljesítik a korábbi nyerteseket.

Ilyenkor lehetőség nyílik az úgynevezett kontrastratégiák vagy anticiklikus stratégiák alkalmazására („contrarian strategy”), melynek lényege a nyertes portfólió fedezetlen eladása és a birtoklási (hosszú) pozíció felvétele a „vesztes” portfólióban. Amennyiben a tesztperiódusban kivonjuk a vesztes portfólió teljesítményéből a nyertes portfóliójét és az eredmény szignifikánsan pozitív, akkor beszélhetünk a reverziós jelenség beigazolásáról.

Ez az alkalmazott statisztikai próbák tekintetében azt jelenti, hogy a kontraprofit lehetőségét teszteljük: amennyiben létezik reverzió, akkor elvethető a nulla mértékű különbség hipotézise egyoldalú ellenhipotézis ellenében.

Az alábbi hipotézisrendszer teszteléséről van szó tehát:

H0: A kumulált többlethozamok átlaga mindkét periódusban, a vesztes és nyertes portfóliók esetében is megegyezik

H1: A vesztes portfólió átlaghozama tesztperiódusban meghaladja a nyertes portfóliójét

Amelyet formálisan felírva:

$$\begin{aligned}H_0: \overline{CAR(nyertes)} - \overline{CAR(vesztes)} &= 0 \\H_1: \overline{CAR(vesztes)} - \overline{CAR(nyertes)} &> 0\end{aligned}$$

ahol  $\overline{CAR}$ -el az átlagos kumulatív többlethozamot jelöltük.

A következő fázisban nemparaméteres eszközökkel is meg kell vizsgálni, hogy szignifikáns nyereségekhez vezethetnek-e az anticiklikus stratégiák? Erre a Mann-Whitney féle U tesztet (Mann Whitney, 1947) alkalmazzuk melynek próbafüggvénye a következő:

$$U = n_1 n_2 + \frac{n_1(n_1 + 1)}{2} - R_1 \quad (52.)$$

ahol  $n_1$  és  $n_2$  a két minta nagysága,  $R_1$  pedig egy köztes változó, amelyet a következőképpen számolhatunk ki: a két mintát együtt rangsoroljuk, vagyis csoporttól függetlenül készítjük el a rangszámokat a mintaelemek nagysága szerint. Egyenlő adatok esetén korrigálunk a rangszámok átlagával (a kapott rangszámokat kapcsolt rangoknak nevezzük). Végül csoportonként külön-külön összeadjuk a rangszámokat (elég az egyiket, pl. a kisebb elemszámú csoportét). Ha igaz a nullhipotézis, akkor a két rangszámösszeg közel egyforma lesz. Minél nagyobb a két rangszámösszeg közötti eltérés, annál inkább gondolhatunk arra, hogy az egyik populációban eleve nagyobb értékek vannak, mint a másikban.

### A kutatás legfontosabb eredményei

**Leíró statisztikák.** A leíró statisztikai következtetéseinket a 16-os táblázat alapján fogalmaztuk meg, amely az általunk vizsgált 4 portfólió néhány paraméterét tükrözi. A 4 portfólió onnan származik, hogy a két darab futtatási időtáv alatt a nyertes illetve vesztes portfóliók adatait gyűjtöttük össze. A hozam adatok általunk legfontosabbnak tartott vonása azok normális eloszlásának vizsgálata, hiszen ez határozza meg, hogy Student tesztet egyedül vagy pedig csak nemparaméteres tesztekkel együtt tudunk alkalmazni a reverziós hatás és az erre alapuló stratégiák tesztelésére.

Minthogy a Bera-Jarque (1980) próba az általunk már feltüntetett csúcsosság- és aszimmetria értékeket használja fel, a Kolmogorov-Szmirnov általánosabb illeszkedési próba alkalmazása mellett döntöttünk.

Megjegyezzük, hogy az egyéni értékpapírok esetén a hozamok eltérése a normális eloszlástól hangsúlyozottabb. A Kolmogorov-Szmirnov próbafüggvény-értékekből, az

aszimmetria („skewness”) és csúcsosság („kurtosis”) együtthatóiból kiderül, hogy a többlethozamok eléggé eltávolodnak a normális eloszlástól.

A Kolmogorov-Szmirnov próba értékei, valamint a ferdeség és csúcsosság továbbra is eltávolodást mutatnak a normális eloszlástól jóllehet sokkal kisebb mértékben, mint az egyedi napi hozamok esetén, hiszen a kumulált hozamokban már megnyilvánul, a központi határeloszlás tételének hatásaként, a közeledés a normalitáshoz. Ezeket az eredményeket mutatja a 16-os táblázat.

	P <sub>nyertes</sub> (1999-2001)	P <sub>vesztes</sub> (1999-2001)	P <sub>nyertes</sub> (2004-2007)	P <sub>vesztes</sub> (1999-2001)
Mean	-0.24366	0.076038	-0.07093	-0.0124
SE	0.006178	0.00478	0.002967	0.00464
Variance	0.025264	0.015125	0.005827	0.014252
SD	0.158947	0.122982	0.076332	0.119382
Skewness	-0.31276	-0.18485	-0.03339	0.063414
Kurtosis	-1.26299	-0.87923	-0.88898	-0.06613
Kolmogorov-Smirnov D	3,96	6,22	3,93	4,24
P	< 0.01	< 0.01	< 0.01	< 0.01

16. Táblázat.A kumulált többlethozamok leíró statisztikái  
 Forrás: saját számítás REUTERS adatok alapján

**Nyertes és vesztes portfóliók kiválasztása.** Ugyancsak a leíró statisztikák alapján történt a portfóliók rangsorolása és implicite a nyertes és vesztes portfóliók kiválasztása. A 15. táblázat mutatja a legjobban, illetve a legrosszabbul teljesítő 3 értékpapír kiválasztását a 3+3 éves időszakokban. Megfigyelhető a hagyományos „blue chip” értékpapírok kiemelkedése, a nyertesek közt találjuk az MOL, ZWACK, MTEL, OTP részvényeket, bár a két eltérő tesztperiódus között jelentős eltérések tapasztalhatóak. A vesztes portfóliók összetétele stabilabbnak mondható, hiszen mindkét periódusban megtalálhatjuk benne a PANNONPLAST-ot és az EGIS-t. Jól látható még a statisztikai tesztelést megelőzően is az átlaghoz visszahúzás („mean reversion”) jelensége, ami abban nyilvánul meg, hogy a vesztes portfóliók átlaghozama növekszik, a nyerteseké pedig csökken.

$$\begin{aligned}
 H_0 : \overline{CAR(nyertes)} - \overline{CAR(vesztes)} &= 0 \\
 H_1 : \overline{CAR(vesztes)} - \overline{CAR(nyertes)} &> 0
 \end{aligned}$$

Student T teszt	P vesztes – P nyertes (96-01)	P vesztes – P nyertes (02-07)	Mann - Whitney u teszt	P vesztes – P nyertes (96-01)	P vesztes – P nyertes (02-07)
Mean	0.319697	0.058525	Median difference	-0,29	-0,15
SE	0.010206	0.005964	Mann-Whitney's statistic	512359,00	458768,00
t statistic	40,93	10,63			
DF	663	663	Z statistic	-24,47	-25,73
1-tailed p	<0,01	<0,01	1-tailed p	<0,01	<0,01

17. Táblázat. Az anticiklikus stratégiák nyereségessége (a reverzió tesztje):

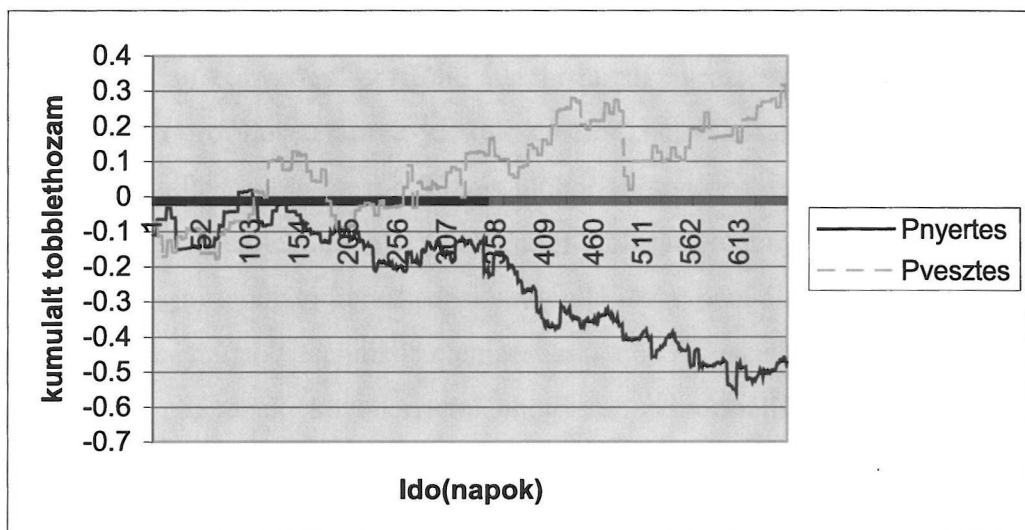
Forrás: saját számítás REUTERS adatok alapján

**A hipotézisrendszer tesztelésének eredménye.** A következőkben a reverziós nullhipotézist értékeljük ki. A Student féle t-teszt, amely a többlethozamok átlagának egyenlőségére vonatkozik, és ezáltal a nulla mértékű kontraprofitra, egy úgynevezett „egymintás várható érték teszt”.

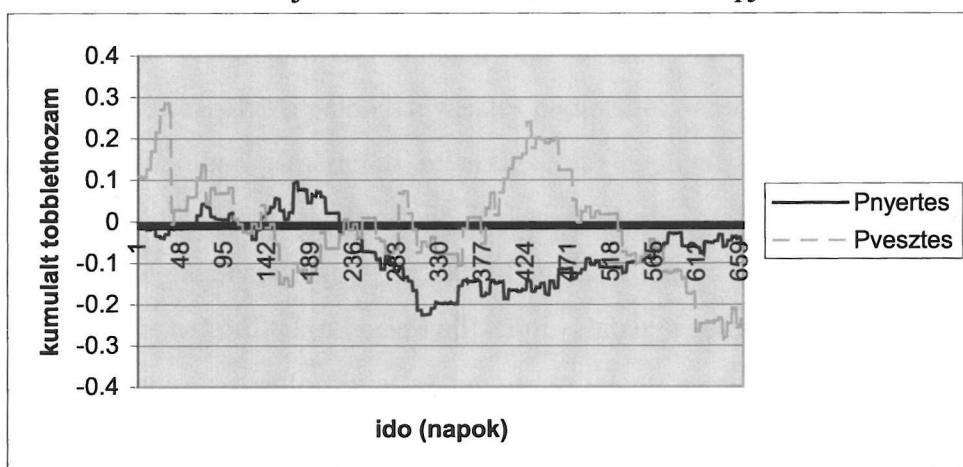
A Student féle t-teszt és a Mann - Whitney teszt eredményei (17. táblázat) alátámasztják ezt az eredményt, vagyis a nyertes és vesztes portfóliók esetében egyaránt elvethető a nullhipotézis a reverzió alternatívájának javára.

Fontos kiemelni, hogy mindkét teszt esetén mindig a megfelelő egyoldalú alternatív hipotézist fogalmazzuk meg: azt, hogy a vesztesek többlethozama meghaladja a nyertesekét a tesztelési időszakban. A 11. és 12. ábrákon grafikusán is szemléltetett az első tesztperiódusban igen erős, a másodikban enyhébb reverziós hatás. A 11. ábrán a korábbi nyertes illetve vesztes portfóliók teljesítménye rajzolódik ki, igen jól látható amint az elemzési időszak növekedésével a volt vesztesek egyre nagyobb mértékben teljesítik felül a volt nyerteseket, hasonlóan ahhoz, amit a DeBondt - Thaler (1985) szerzőpáros állapított meg az amerikai piacon. A 12. ábrán is bekövetkezik a reverzió ám másfél év elteltével a hozamok ismét kiegyenlítődnek, bekövetkezik az átlaghoz visszahúzás. Összességében tehát egy statisztikailag szignifikáns reverzió következik be, a vesztesek túlteljesítik a nyerteseket.





11. ábra. A reverzió jelensége az 1999-2001 teszt-periódusban.  
 Forrás: saját számítás REUTERS adatok alapján



12. ábra. A reverzió jelensége a 2004-2007 teszt-periódusban.  
 Forrás: saját számítás REUTERS adatok alapján

**Következtetések.** Ebben az alfejezetben egy sajátos anomália csoport, a reverzió és lendület jelenségének kutatására került sor egy meghatározott időtávon a BÉT likvidebb, nagyobb kapitalizációjú részvényeiből alkotott portfóliók segítségével.

Következtetéseink két területen bírnak relevanciával: először is maga a reverziós jelenség jelenlétére voltunk kíváncsiak, melynek alapját feltehetőleg a befektetők túlreagálása képezi, másodszor pedig arra, hogy milyen kereskedési stratégiákkal lehetséges a reverzió és lendület kiaknázása.

Az első területen az eredményeink azt mutatják, hogy igen erős reverziós jelenségről beszélhetünk, legalábbis az elemzett időtávon. Az elemzett időtávot fontos hangsúlyozni, eredményeink ugyanis érzékenyek lehetnek az időszak megválasztására. Nyilvánvalóan

antičiklikus stratégiát tudunk építeni „long vesztes – short nyertes” módszerrel, hiszen a tesztelési periódusban a „nyertes” portfólió átlaghozamai a veszteséi alá csökkenek.

Az összes portfóliót tekintve ki kell emelni, hogy hosszabb távon átlaghoz való visszahúzás tapasztalható, ami ezen a 3 éves időhorizonton reverziós jelenséggént, rövidebb időtávon azonban feltehetőleg lendület (momentum) jelenséggént nyilvánul meg.

Ami tehát a javasolható kereskedési stratégiát illeti, nem állíthatjuk ezen információk birtokában, hogy egy újabb technikai elemzési mutatót fejlesztettünk ki, azonban ezek az eredmények arra engednek következtetni, hogy az abnormális hozamok meglehetősen tartósak. A vesztes papírok hosszabb távon egy bizonyos időszak elteltével átlagosan túlteljesítik a nyerteseket, melynek egyik magyarázata éppen a pénzügyi viselkedés tanban igen gyakran hivatkozott mentális könyvelés („mental accounting”) lehet, melynek során a befektetők nemcsak a nyereségeket illetve veszteségeket mérik külön mércével, hanem a nyertes és vesztes értékpapírokat minden jel szerint tartósan külön kategóriaként „skatulyázzák be”, túlreagálva a például a vesztes papírokról érkező pesszimistább híreket.

Az előző alpontban ismertetett reverziós- és lendülethatást egy másik feltörekvő piacon, a Bukaresti Értéktőzsde (Bursa de Valori Bucuresti, BVB) esetén is teszteltem, a részletes elemzés megtalálható Nagy B. (2006)-ban. Első látásra ebben az esetben is reverzió rajzolódik ki, azonban körültekintőnek kell lenni. Habár a magasabb hozamokat valóban alacsonyabbak követik és megfordítva, ez még nem jelenti a reverziós és túlreagálási hatás bizonyítékát, legalábbis nem a vizsgált időszakban. A tesztelési periódusban a „nyertes” portfólió átlaghozamai csökkennek ugyan a „veszteseké”-hez hasonlóan viszont kisebb mértékben, így hát sokkal inkább egy lendület (momentum) hatásnak lehetünk tanúi, de az összes portfóliót tekintve inkább úgy tűnik, hogy hosszabb távon átlaghoz való visszahúzás tapasztalható, ami az elemzett 2 éves időhorizonton momentum-jelenséggént, hosszabb időtávon azonban feltehetőleg reverzióként nyilvánul meg.

## IV.2. A KÖZEPES ÉS ERŐS HATÉKONYSÁGI FORMÁKNAK ELLENTMONDÓ ANOMÁLIÁK

A közepes hatékonysági formának azok az anomáliák mondanak ellent, amelyek valamilyenfajta vállalatspecifikus pénzügyi és/vagy piaci mutatók alapján képesek következtetni az illető vállalat értékpapírjainak hozamára. Természetesen a fundamentális elemzés bármely eszközének sikeressége szintén a közepes hatékonysági formának ellentmondó anomáliát jelent.

#### IV.2.1.      Érték-alapú anomáliák

A '80-es évek végéig, több tanulmány is (Basu, 1977, Banz, 1981) kimutatta, hogy az alacsonyabb P/E rátájú papírok átlagosan magasabb hozamot könyvelhetnek el, mint a magas P/E értékű papírok. Ennek okát egyre többen nem önmagában a P/E mutató értékében, hanem a vállalat méretében látják („size premium effect”, „méretprémium” vagy „kisvállalati hatás”, Reinganum, 1981).

A párizsi tőkepiacon Hamon és Jaquillat (1992) mutatja ki a méretprémium hatását.

A kisvállalati hatás és a méretprémium kimutatásának egyik legegyszerűbb módja a rendelkezésre álló kisvállalati tőzsdeindex és az általános tőzsdeindex hozamainak összehasonlítása. Amennyiben a kisvállalati index tartósan túlteljesíti az általános indexet, akkor beszélhetünk a méretprémium jelenségéről. A Budapesti Értéktőzsdén a BUMIX kisvállalati index és a BUX napi loghozamainak összevetésével végzett számításaim nem mutatták ki a kisvállalati hatást a Budapesti Értéktőzsdén a BUMIX bevezetése (2004) óta eltelt időszakban. A 18. táblázat mutatja egy Student-féle t statisztika tesztelésével, hogy a hozamkülönbségek nem térnek el szignifikánsan nullától, nincs kisvállalati hatás<sup>38</sup>.

Hypothesis Testing for HKULONBOZET

Date: 11/15/07 Time: 20:14

Sample (adjusted): 1 – 869

Included observations: 869 after adjustments

Test of Hypothesis: Mean = 0.000000

---

Sample Mean = 0.000295

Sample Std. Dev. = 0.010484

Method	Value	Probability
t-statistic	0.828750	0.4075

18. Táblázat. BUMIX-BUX napi hozamkülönbség(2004-2007)

Ezeknek a tanulmányoknak a következtében a fundamentális elemzésre alapozott aktív stratégia ismét „divatba jött”, kettévált az ún. „érték-alapú” papírok („value stocks”) keresése az ún. „növekedés-alapú” papírok („growth -” vagy „glamour stocks”) keresésétől. Az előbbieket az alacsony P/E mutató alapján, az utóbbiakat a magas P/E mutató alapján azonosították.

---

<sup>38</sup> Nem vethető el a nullhipotézis mely szerint a BUMIX-BUX napi hozamkülönbség nulla

Chan et al. (1991) elvégeznek egy regressziós elemzést a japán piacon, ahol az elvart hozamokat a következő tényezőkre vezették vissza: P/E arány, a cégméret logaritmus, „book to market” arány, „cash - flow to price” arány. A szerzők a látszólag össze nem függő modellek („seemingly unrelated regressions”, SUR) technikáját alkalmazzák, és arra jutnak, hogy az elvart hozamok direkt kapcsolatban állnak a P/E, a „book-to market” és „cash-flow to price” mutatókkal és fordított irányú kapcsolatban a vállalatméret logaritmusával. Fama és French (1991) az amerikai piacon jutnak hasonló eredményekre.

A reverziós és lendülethatáshoz hasonlóan itt is kialakultak a hatékonyság oldaláról illetve a pénzügyi viselkedéstan oldaláról érkező magyarázatok.

**Hatékonyság párti magyarázatok az érték alapú anomáliákra.** Fama és French (1992) egy híres modellt fejleszt ki, amely ezeket az anomáliákat „kibékíti” a hatékony piacok egyensúlyi eszközárzási modelljeivel. Annak érdekében, hogy korrigálják azt a többlethozamot, ami a tanulmányok szerint a méretből származott, Fama és French (1992) kiegészíteti a klasszikus CAPM modellt a mérethatással is („Three Factor Model”, háromtényezős modell). Teszik ezt azért, mert szerintük a méretprémium, jóllehet megcáfolja a CAPM érvényességét, nem cáfolja meg a hatékony piacok hipotézisét is: szerintük a méretprémium igenis olyan kockázati pótlék, melyet nem a szisztematikus kockázaton, vagyis a bétán keresztül lehet mérni. A Fama-French háromtényezős modell specifikációját a II.2.1. alfejezetben mutattam be.

**Viselkedéstani magyarázatok az érték alapú anomáliákra.** Lakonishok Shleifer és Vishny (1994)(LSV) modelljében a naiv befektetők igen hosszú periódusra vetítik előre a „növekedési” részvények növekedési rátáit, figyelmen kívül hagyva azt, hogy hosszabb távon a fennálló trendek megfordulhatnak. LSV kimutatja hogy az árakban megnyilvánuló növekedési ütemek sokkal nagyobbak, mint a reális növekedés. Az úgynevezett „érték-részvények” (pl. alacsony P/E értékű részvények) kiemelkedő teljesítménye akkor kezdődik, amikor a piac tudatosítja ezeket az előrejelzési hibákat, és korrekciókat végez, megnövelve ezáltal az érték-részvények hozamát és egyszersmind lecsökkentve a növekedési részvényekét.

LSV két viselkedéstani magyarázatot javasol arra, hogy pl. az USA-ban a befektetők miért preferálják a növekedési részvényeket az érték-részvényekkel szemben? Elsősorban a befektetési alapok menedzserei és kliensei közötti ügynöki viszony természetéből adódóan az intézményes befektetők úgy érzik, hogy jobban meg tudják indokolni klienseik felé a növekedési részvények vételét, mivel ezeket a nagyközönség kevésbé kockázatosnak érzékeli. Másfelől ezek a portfólió-menedzserek gyakorta rövid időhorizontú teljesítményük alapján

részesülnek többlet-javadalmazásban, ami szintén a növekedési részvények iránti preferenciájukat magyarázza.

Ami az értékalapú anomáliák tesztelését illeti a **feltörekvő piacokon**, a következő tanulmányokat emelném ki.

Egy sokat hivatkozott tanulmányban Claessens et al. (1995) 20 feltörekvő piacon tesztel többek között érték alapú anomáliákat. A január-hatáshoz hasonló módon nem találnak bizonyítékot a méretprémiumra sem. A romániai piacon Todea és Cornea (2003) dokumentálja az érték-alapú anomáliákat.

A feltörekvő piacokon végzett anomália-tanulmányok egy része kombinálja a reverziós- és lendülethatás tesztelését az érték alapú anomáliákkal oly módon, hogy a „nyertes” és „vesztes” portfóliókat nem csupán a múltbeli hozamok, hanem fundamentális mutatók (könyv szerinti és piaci érték hányados, P/E mutató) alapján azonosítják. Claessens et al. (1995), Rouwenhorst (1999), és van der Hart et. al (2003) a legfontosabb referenciák ebben a tekintetben. Ezeknek a tanulmányoknak közös következtetése, hogy a fejlett tőkepiacokon nyereséges értékpapír-szelekciós (fundamentális mutatókon alapuló) stratégiák a feltörekvő piacokon is működnek, más szóval az érték alapú anomáliák a feltörekvő piacokon is jelen vannak.

#### **IV.2.2. Az osztalékrejtély mint anomália**

A befektetők kifejezetten preferálják a készpénzben kifizetett osztalékot (Miller és Scholes, 1982). Ez anomáliának tekintendő, hiszen adók hiányában az osztalék és a tőkenyereség tökéletesen helyettesíthetők. Mi több, a készpénzosztalék számos helyzetben adóhátrányt jelent (kettős adóztatás). Bhattacharya (1979) szerint az osztaléknak jelző értéke van („signalling function”). Mégis, a jelzésérték úgy tűnik, nem tudja megmagyarázni az összes dokumentált anomáliát e téren ezért a Brealey - Myers (2000) szerzőpáros továbbra is rejtélyként (“puzzle”) említi az osztalék-preferencia kérdését.

Az elmúlt évszázadban három iskola is kialakult aszerint, hogy mit tanítanak az osztalék és érték kapcsolatáról? Egyik iskola az osztalék pozitív hatását hangsúlyozza az árfolyamra, implicite a piaci értékre („jobboldali” iskola, pl. Graham-Dodd, 1951).

A másik iskola tanításai szerint éppen ellenkezőleg, az árfolyamok negatívan korrelálnak az osztalék szintjével („baloldali iskola”, pl. Walter, J.E. 1956).

A harmadik, főáramlatú irányzat szerint a vállalati osztalékpolitika irreleváns az értékelés szempontjából („középutas iskola”). A pénzügytan főáramlata ezt a megközelítést

fogadta el, ahogyan azt a híres Modigliani-Miller (1961) osztalék-irrelevancia tétel is megfogalmazza.

Egy újabb taxonómia szerint az osztályozási kritérium a piaci struktúra és a befektető mögöttes gondolkodása. Ebben az osztályozási rendszerben beszélhetünk teljes információs modellekről, aszimmetrikus információs modellekről, illetve viselkedéstani elveken nyugvó modellekről.

**Teljes információs modellek.** A teljes információs modellek az adó hatásának figyelembe vételére összpontosítanak (adókiigazításos modellek). Az adókiigazításos modellek szerint a befektetők magasabb megtérülési rátát várnak el az osztalékfizető részvényektől. A CAPM modell szerint a befektetők alacsonyabb árat ajánlanak az ilyen részvényekért, a jövőbeli osztalékot érintő adóteher miatt.

Az adókiigazításos modell egyik következménye a befektetők felosztása osztalék-adó ügyfélkörökre („cliente theory”), amit éppen Miller és Modigliani (1961) javasoltak elsőként. Egy későbbi tanulmányban Modigliani (1982) azt találja, hogy a „cliente effect” csupán a nominális portfólió kiigazításokért tehető felelőssé.

Farrar és Selwyn (1967) modellje feltételezi, hogy a befektetők az adózás utáni nyereséget maximálják. Ez egy parciális egyensúlyi modell, amelyben a befektetőknek két lehetőségük van. Az egyéneknek dönteniük kell a személyes, illetve vállalati tőkeáttétel mértékéről, valamint arról is, hogy a vállalati juttatásokat osztalék vagy tőkenyereség formájában preferálják-e? A modell következtetése, hogy nincs szükség osztalékfizetésre, hanem csupán részvény-visszavásárlással kellene kiosztani a vállalati nyereséget.

Farrar és Selwyn (1967) modelljét Brennan (1970) terjeszti ki egy általános egyensúlyelméletté. Ebben a keretrendszerben a befektetők vagyonuk várható hasznosságát maximálják. Jóllehet ez egy robusztusabb modell, következtetései hasonlóak a fent említettekhez.

Egy további cikkben Auerbach (1979) azt állítja, hogy az osztalékfizetésre azért kerül sor, mert a vállalati tőkét hosszú távon, konzisztensen alulértékelik. Az alulértékelés onnan származik, hogy több egymást követő időszakban a teljes nyereség-visszaforogatást követően a vállalat alacsonyabb megtérülési mutatókat produkál, mint a befektetők által elvárt megtérülés (tőke költség).

Az adókiigazítási modelleket jelentős kritikáknak vetették alá azon az alapon, hogy azok inkompatibilisek a racionális magatartással, viselkedéssel. Ezeket a kritikákat is figyelembe véve Miller (1986) adómenekítést javasol a magas adózási sávba eső egyének számára. Természetesen az egyének elkerülhetik a magas osztalékot fizető részvények

megvásárlását, hogy elkerüljék az osztalékadót. Ellenben, egy, elsőként Miller és Scholes (1982) által javasolt stratégiát követve, a részvényeseknek lehetőségük van az osztalékfizető részvények megvásárlására és az osztalék inkasszállására, és ezzel párhuzamosan kölcsönvett összegeket fektethetnek adómentes értékpapírokba (pl. amerikai önkormányzati kötvények).

**Aszimmetrikus információs és ügynökelméleti modellek.** Az aszimmetrikus információ jelenléte olyan piaci tökéletlenség, amely alapján három különálló próbálkozás is megszületett a vállalati osztalékpolitika magyarázatára. A jelzés-modellek („signalling theory”) alapköve az aszimmetrikus információk enyhítése a menedzserek és tulajdonosok között az osztalékpolitika váratlan megváltoztatásának segítségével. A jelzés-elméletek az osztalék információ-közvetítő szerepét emelik ki, ahogy azt a II.1.4. alfejezetben már említettem

Az **ügynökelmélet** („agency theory”) szerint az osztalékpolitika felhasználható a részvényesek és a menedzserek közötti érdekegyeztetés optimalizálására. A **szabad pénzáram hipotézis** („free cash flow theory”) pedig a jelzéselmélet és az ügynökelmélet kombinálásából származik.

A modern ügynökelmélet a tőkestruktúrát igyekszik megmagyarázni a tulajdonlás és a működtetés szétválasztásából származó költségek minimalizálásával. Az ügynöki költségek alacsonyabbak ott, ahol a menedzsmentnek is vannak tulajdonosi érdekeik, hiszen ilyenkor a részvényesi és menedzseri célok jobban összehangoltak (Jensen - Meckling, 1976). Shleifer és Vishny (1986) arra mutat rá, hogy az ügynöki költségek kisebbek olyan társaságoknál, amelyeket kevesebb számú, a részvényt nagyobb adagjait kézben tartó részvényes birtokol.

Az ügynöki problémák forrásai a következők:

- információs aszimmetriák
- potenciális vagyonátcsoportosítás a kötvényesektől a részvényesek felé azáltal, hogy a menedzserek nagyobb hozam-kockázat projekteket emelnek be a tőkeköltségvetésbe
- ingyenes juttatások, fogyasztási célú jövedelemkivonás a menedzsment által

A modern ügynökelmélet és a finanszírozás kapcsolatáról magyar nyelven lásd Bélyácz (2001).

A tőkepiacok általi megerősödött ellenőrzés is oda vezetett, hogy az osztalékpolitika befolyásolja az ügynökköltségeket. A nagymértékű osztalékfizetés csökkenti a beruházásokra és a menedzseri költsékezésre rendelkezésre álló kereteket, és arra kényszeríti a vezetést, hogy a tőkepiacon próbáljanak finanszírozást szerezni. A tőkepiacok hatékony követése eliminálja

a nem optimális beruházásokat és menedzsment-költekezést, ily módon csökkenti az ügynök-költségeket (Easterbrook, 1984).

Jensen (1986) szabad cash-flow hipotézise kombinálja az információs aszimmetriákat és az ügynökelméletet. Az összes pozitív nettó jelenértékű projekt megvalósítása után fennmaradó alapok elköltése érdekellentéteket szül a menedzserek és részvényesek között. Az osztalék- és kamatkifizetés csökkenti a rendelkezésre álló szabad pénzáramot, melyet pozitív marginális nettó jelenértékű projektekbe vagy személyes fogyasztásra, sőt luxusfogyasztásra („percs”) fordíthatnának a menedzserek. Ettől az elmélet-kombinációtól elvárható, hogy jobb magyarázatot adjon az osztalékpolitikára, mint bármelyik külön-külön. Ez a hipotézis különösen alkalmasnak bizonyult az 1980-as évek felvásárlási hullámának megmagyarázására (Myers, 1990) arra azonban nem, hogy egy átfogó, megbízható képet nyújtson a gyakorlatban is megfigyelhető osztalékpolitikákról.

**Viselkedéstan modellek.** Az eddigiekben tárgyalt paradigmák nem tudják teljes mértékben megmagyarázni a vállalatok osztalékkal kapcsolatos magatartását. A '70-es évektől kezdődően kibontakozó pénzügyi viselkedéstan az osztalékrejtély tekintetében is szolgáltatott néhány elméletet. A készpénz-osztalék iránti preferenciát egyfelől az úgynevezett mentális könyvelés jelenségével lehet megmagyarázni. A befektető a tőkenyereséget és a készpénz-osztalékot két, különálló mentális számlán tartja nyilván, és külön követi nyomon a két mentális számla alakulását, amikor a személyes költségvetését, fogyasztási szokásait irányítja. A befektető ugyanis amiatt aggódik, hogy ha folyó fogyasztását értékpapír-portfóliójából finanszírozza (tehát annak egy részét eladva, tőkenyereséget realizálva), akkor túl gyorsan felemészti megtakarításait. Shefrin szavaival élve: „Don't dip into capital” (*Ne bontsd meg tőkédet*”, Shefrin, 2002, 30. old).

Tudjuk, hogy a befektetők magatartását szociális normák és attitűdrendszerek is erősen befolyásolják (Shiller, 2005). A közönséges befektetők sokkal inkább a bizonytalanság, mint a kockázat helyzetében vannak – igen nehezen vagy csak torzítottan képesek valószínűségi együtthatókat rendelni a forgatókönyvek lehetséges kimeneteihez (nem Bayes-i racionalizálás). A társadalmi nyomás olyan megítélési és kereskedési tévedésekhez vezet, amelyeket igen nehéz logikusan megmagyarázni. Ezek a torz ítéletek csupán tévedések, nem a racionális magatartás megszűntét jelentik. Sajnálatos módon a pénzügytan főáramlata nagyrészt figyelmen kívül hagyta ezeket az elméleteket, jórészt azért, mert módszertanilag igen nehéz a befektetői viselkedést beemelni az eszközárzási modellekbe. Shiller (1989) szerint ezeknek a hatásoknak a beemelése olyan elmélet megszületéséhez vezethet, amely képes kielégítőbben megmagyarázni a vállalati osztalékpolitikát.



Az osztalékfizetés úgy is tekinthető, mint a vállalati fejlődés gazdaságsszociológiai következménye – a menedzsment és a részvényesek közötti információs aszimmetriák miatt kerül készpénzosztalék kifizetésre, annak érdekében, hogy vonzóbbá váljanak a részvénykibocsátások (Frankfurter és Lane, 1992).

A Michel(1979) által dokumentált szisztematikus kapcsolat gazdasági ágazatok és osztalékpólitikák között arra enged következtetni, hogy a menedzserek az osztalékpólitika kidolgozásakor is figyelemmel kísérik a versenytársak osztalékpólitikáját. (Frankfurter és Lane, 1992) is megerősíti, hogy a menedzserek igen könnyen hajlandóak engedni az osztalék kifizetése iránti erősödő részvényesi nyomásnak. Ugyanakkor az osztalékfizetés egyfajta rituális emlékeztető a menedzsment és a részvényesek közötti ügynök-megbízó viszonyra. Frankfurter és Lane (1992) végső konklúziója, hogy az osztalékfizetés részben hagyomány részben módszer a befektetők szorongásának enyhítésére.

Shefrin és Statman (1984) az önellenőrzés (Thaler és Shefrin, 1981) és a bizonytalan döntés deskriptív elméletének (Kahneman és Tversky, 1982) talajáról közelítik meg az osztalék iránti preferenciát. Ez a modell az osztalék ügyfélkör- elméletével is konzisztens. Az osztalék és a tőkenyereség nem mindig tökéletes helyettesítők még adók és tranzakciós költségek hiányában sem, hiszen Thaler és Shefrin (1981) szerint a részvényeseknek nincs annyi önuralmuk, hogy elhalasszák a fogyasztás hasznosságának bekövetkezését. Ebben a megközelítésben az osztalékot jobban értékelik a tőkenyereségnél, hiszen jobb ellenőrzést nyújtanak a kiadási szintek felett. A kockázatos alternatívák, költségek és kifizetések külön-külön kerülnek nyilvántartásra, a veszteségek pedig jelentősebb érték-csökkenést indukálnak a nyereségeknél.

Kahneman és Tversky (1982) feltételezik, hogy a részvényeladás több megbánást és szorongást okoz a befektetőkben, mint a készpénz osztalék. A korábban fogyasztási céllal eladott részvények ezt követő esetleges árfolyam-emelkedése pedig szintén növeli a befektető megbánás – érzetét, kognitív disszonanciáját. Evidens, hogy ebben a modellben a tőkenyereség és az osztalék nem tökéletes helyettesítők. A megbánástól való tartózkodás osztalék iránti preferenciához vezet amennyiben egy olyan fogyasztási szabályt követünk, amely az osztalék és nem a befektetett tőke felhasználásán alapszik. Az osztalékhozamok pozitívan korrelálnak a megtervezett költsékezési rátával.

Lintner (1956) sokat hivatkozott tanulmányában interjúkat készített vállalati vezérigazgatókkal és pénzügyi vezérigazgatókkal („Chief Financial Officer”, CFO). Azt találta, hogy az osztalékpólitikára vonatkozó döntés igenis aktív célpontja a vállalati

stratégiának ugyanis a vállalatvezetők szerint a stabil osztalékáramok növelik a befektetők biztonságérzetét.

Az osztalékpolitika aktív meghatározása azt vonja maga után, hogy a visszatartott nyereségek és megtakarítások szintje tulajdonképpen az osztalékra vonatkozó döntés melléktermékeként adódik. Fama és Babiak (1968) empirikusan alátámasztják Lintner eredményeit. Az osztalék a jelenlegi és múltbeli nyereségszintek valamint a jövőben várható nyereségek függvénye és negatívan korrelál az eladások változási ütemével. Vannak azonban más tényezők is, amelyek befolyásolják az osztalékpolitikát, és amelyeket Lintner nem vett figyelembe (szabályozási megkötések, a beruházások abszolút nagysága, az adósság és a vállalatméret) és amelyek úgyszintén hatnak az osztalékpolitikára. Az osztalékpolitika változásai exogén és endogén hatások kombinációjának tudhatók be. Baker és Farrelly (1988) CFO-kkal készült kérdőíves tanulmánya megerősíti Lintner (1956) eredményeit. A CFO-k aláhúzzák az osztalék folytonosságának a jelentőségét, valamint azt a meggyőződést, amely szerint az osztalékpolitika kihat az árfolyamra. Jelentős még a reguláris és rendkívüli pénzáramok eltérő hatása az osztalékpolitikára. A menedzsment osztalékpolitikáról vallott nézetei 30 évvel a Lintner tanulmány után is változatlanok. Az osztalék azért kerül kifizetésre, mert a részvényesek folyamatos osztaléknövekedést várnak, és mert a menedzsment szerint a részvényesek osztalékra várnak. A menedzserek úgy vélekednek, hogy az osztalékfizetés szükséges az árfolyam fenntartásához, valamint új befektetők bevonásához. Az osztalékfizetési politikát a következők határozzák meg:

- fenntarthatóság
- a cég folyó nyereségessége
- jövőbeli pénzáramokra vonatkozó várakozások
- gazdasági ágazati normák

Összegezve elmondható, hogy a viselkedéstani magyarázat a standard, racionalitásra és hatékonyságra épülő paradigma számos hiányosságára valóban jól rámutatott, ellenben ezidáig még nem sikerült egy konzisztens, tesztelhető és falszifikálható paradigmát állítania az előbbi helyére.

#### **IV.2.3. Empirikus kutatás az osztalékretjélllyel kapcsolatosan**

A magyarországi osztalékpolitikai vizsgálatok között említhető Andor et al (2004) akik a klasszikus módszerek értéksemlegességi feltételeit vizsgálva megállapították az 1998-2002 időszakot vizsgálva, hogy az egyéb értéksemlegességi feltételek elfogadása mellett

Magyarországon nem teljesül az osztalékpolitika értéksemlegessége, nem teljesül a magyar adójogban az adósemlegesség. Empirikus eredményeik szerint a magyar kis- és középvállalkozókat osztalékfizetési döntésük meghozatalánál nem befolyásolja vállalkozásuk számviteli adatokkal mért vagyoni és pénzügyi helyzete, beruházási döntéseik alakulása. A vállalkozások nem követnek egységes, racionális magatartást osztalékpolitikájuk kialakításakor.

Az előzőekben ismertetett osztalékkal kapcsolatos magatartás tekintetében elvégeztem egy vizsgálatot a magyarországi, tőzsdén jegyzett vállalatok osztalékpolitikájának tekintetében.

Egyrészt megvizsgáltam, hogy tapasztalható-e az egyes gazdasági ágazatok szintjén, hogy ágazaton belül hasonló osztalékpolitikát folytatnak a cégek (hasonló osztalékrátákat fizetnek)?

Másfelől megvizsgáltam azt is, hogy tapasztalható-e a vizsgált vállalatok körében a Lintner (1956) által feltételezett tendencia az osztalékáramok kisimítására, azaz az osztalékfizetési ráta időben mennyire mondható konstansnak?

Az alábbi két hipotézist fogalmaztam meg:

1. Hipotézis: Az osztalékpolitika és az ágazat között szignifikáns kapcsolat van
2. Hipotézis: A vállalatok igyekeznek időben „kisimítani” az osztalékáramokat

A részvényegységre jutó nyereségek (EPS, „Earnings per share”) adatsorai a Budapesti Értéktőzsde honlapján valamint az egyes elemzett vállalatok honlapjain közzétett éves jelentésekben foglaltak, az osztalékra vonatkozó információk pedig a Reuters ügynökségtől származnak. Ezek alapján készültek a saját számítások.

A 19. táblázat mutatja, hogy mely gazdasági ágazatokat és milyen elemzési időtáv lett kiválasztva. Négy évet és nyolc vállalatot választottam ki, aszerint, hogy milyen időszakra álltak rendelkezésre éves jelentések a Budapesti Értéktőzsde honlapján illetve az egyes vállalatok honlapjain.

A részvényegységre jutó nyereség esetében az egy részvényre jutó „hígított” eredményt vettem számításba, hiszen ennek a számításánál figyelembe veszik az átváltható értékpapírokban foglalt konverziós opció esetleges hígító hatását a kinnlevő részvények darabszámára, valamint a konverziós opció valós értékelésének hatását a részvényegységre jutó eredményre. Az osztalékfizetési rátákat úgy kaptam, hogy az adott évben kifizetésre került részvényegységre jutó osztalékot („dividend per share”, DPS) az előző éves EPS-el

osztottam. Úgy a DPS mint az EPS adatsorok esetén reálnagyságokkal dolgoztam, a nominális osztalékat mindig az osztalékfizetés hónapjában érvényes 12 havi fogyasztói árindexel, a nyereségeket pedig az éves átlagos fogyasztói árindexel defláltam.

		Évek			
		2006	2005	2004	2003
Ágazat	Energetika	Osztalékfizetési ráták			
	ELMU	88,35%	96,17%	94,76%	95,12%
	EMASZ	41,56%	0,00%	0,00%	98,52%
	Átlag	64,96%	48,09%	47,38%	96,82%
	Pénzügyi szolgáltatások	Osztalékfizetési ráták			
	OTP	35,45%	28,13%	19,59%	0,00%
	FHB	86,14%	8,47%	12,64%	0,00%
	Átlag	60,79%	18,30%	16,11%	0,00%
	Gyógyszeripar	Osztalékfizetési ráták			
	EGIS	9,13%	13,05%	16,02%	17,05%
	RICHTER	25,83%	25,58%	23,72%	21,95%
	Átlag	17,48%	19,31%	19,87%	19,50%
	Vegyipar	Osztalékfizetési ráták			
	MOL	13,62%	8,62%	5,72%	8,09%
	Átlag	13,62%	8,62%	5,72%	8,09%
	Élelmiszeripar	Osztalékfizetési ráták			
	ZWACK	78,26%	6,78%	67,13%	68,47%
	Átlag	78,26%	6,78%	67,13%	68,47%

19. táblázat Osztalékfizetési ráták

Első lépésben azt vizsgáltam meg, hogy van-e hasonlóság az egy ágazaton belül működő vállalatok osztalékpolitikája között? A vizsgálatot az adatok többféle csoportosításával végeztem, de mindegyik esetben a varianciaanalízis („Analysis of variance”,

ANOVA) tesztelési eljárásait alkalmaztam. Minden esetben az alkalmazott szignifikancia-szint 95%.

A 20. táblázatban az ágazatok szerinti átlagos osztalékfizetési ráták láthatók, az egytényezős ANOVA pedig azt mutatja, hogy a csoportok (ágazatok) közötti variancia szignifikáns, ami azt jelenti, hogy elvethető az osztalékhányadok ágazatok közötti egyenlőségének nullhipotézise. Ebből az első tesztelésből úgy tűnik, az ágazat valóban magyarázó tényezője az osztalékfizetési rátának.

	2006	2005	2004	2003
Energetika átlag	64,96%	48,09%	47,38%	96,82%
Pénzügyi szolgáltatások átlag	60,79%	18,30%	16,11%	0,00%
Gyógyszeripar átlag	17,48%	19,31%	19,87%	19,50%
Vegyipar átlag	13,62%	8,62%	5,72%	8,09%
Élelmiszeripar átlag	78,26%	6,78%	67,13%	68,47%

ANOVA						
Source of Variation	SS	df	MS	F	P-value	F crit
Between Groups	0,927386	4	0,231846	<b>5,067505</b>	<b>0,008715</b>	3,055568
Within Groups	0,686274	15	0,045752			
Total	1,61366	19				

20. táblázat ANOVA-F teszt az átlagos iparági osztalékfizetési rátákra

A következő lépésben három ágazatot külön-külön vizsgálva elemeztem, hogy az illető ágazatban szereplő vállalatok osztalékhányadai között mennyire szignifikáns az eltérés?

Látható (21., 22., 23. táblázat), hogy úgy az energiaszektorban, mint a gyógyszergyártásban szignifikáns az eredmény, tehát az osztalékhányadok között szignifikáns eltérés van, egyedül a pénzügyi szektorban nem lehet elvetni az azonos osztalékhányadok nullhipotézisét. Ez azt jelenti, hogy az osztalékpolitika inhomogénnek mondható ágazaton belül.

ANOVA						
Source of Variation	SS	Df	MS	F	P-value	F crit
Between Groups	0,686338	1	0,686338	<b>6,271754</b>	<b>0,046255</b>	5,987374
Within Groups	0,6566	6	0,109433			
Total	1,342938	7				

21. táblázat ANOVA-F teszt - Energetika

ANOVA						
Source of Variation	SS	Df	MS	F	P-value	F crit
Between Groups	0,007244	1	0,007244	0,079342	0,787654	5,987374
Within Groups	0,547797	6	0,091299			
Total	0,555041	7				

22. táblázat ANOVA-F teszt - Pénzügyi szolgáltatások

ANOVA						
Source of Variation	SS	Df	MS	F	P-value	F crit
Between Groups	0,02187	1	0,02187	<b>27,54087</b>	<b>0,001924</b>	5,987374
Within Groups	0,004765	6	0,000794			
Total	0,026635	7				

23. táblázat ANOVA-F teszt -Gyógyszeripar

Végül kéttényezős ANOVA-F teszt segítségével vizsgáltam az ágazat és az idő hatását az osztalékhányadra. Az eredményeket a 24. táblázat tartalmazza. Látható, hogy a sorokban elhelyezett tényező (az ágazat) a szignifikáns, az oszlopok (idő) hatása azonban nem. Ez azt jelenti, hogy az egyes ágazatokban alkalmazott osztalékpolitika között szignifikáns az eltérés. Tekintetbe véve azonban az előző paragrafus megállapításait, mely szerint ágazaton belül sem homogén az osztalékpolitika, úgy tűnik, hogy a magyarországi piacon az elemzett időtávon nem nyilvánul meg az osztalékpolitika ágazatok szerinti homogenizálódásának hatása. Első hipotézisem tehát nem igazolódott.

ANOVA						
Source of Variation	SS	Df	MS	F	P-value	F crit
Rows	1,705645	5	0,341129	<b>4,880836</b>	<b>0,007533</b>	2,901295
Columns	0,160789	3	0,053596	0,766849	0,530198	3,287383
Error	1,048372	15	0,069891			
Total	2,914806	23				

24. táblázat Kéttényezős ANOVA-F teszt az iparágakra és az egyedi osztalékfizetési rátákra

Ami a 2. hipotézist illeti az osztalékáramok kisimitására vonatkozóan, elmondható, hogy amint az 1. táblázatból is kitűnik, az ELMŰ és a RICHTER kivételével a többi vállalat

esetében nem beszélhetünk az osztalék időbeni „kisimításáról”. Ezt alátámasztja a 24. táblázat oszlopokhoz („Columns”) tartozó nullától lényegesen különböző eltérésnégyzet-összeg („Sum of squares”, SS) érték, valamint a korábbi táblázatokban a Csoporton belüli („Within groups”) eltérésnégyzet-összeg (SS) is. Második hipotézisem sem igazolódott tehát, nem tapasztalható a „kisimítás” irányába történő szisztematikus magatartási tendencia az elemzett mintában az elemzett időtávon.

Eredményeim tehát azt mutatják, hogy nem beszélhetünk az osztalékpolitika homogenitásáról és az osztalékáramok kisimítási tendenciájáról a magyarországi nagyvállalatok esetében, ebből azonban nem következtethetünk feltétlenül az osztalékpolitika irrelevenciájára, minthogy a magyarországi tőkepiac sem mondható teljesnek a Modigliani-Miller - féle koncepció értelmében. Ugyanakkor nem állítható, hogy végleges választ kaptunk az „osztalékrejtély” problematikájára, de azt biztosan állíthatjuk, hogy a legtöbb jel szerint a viselkedéstani paradigmák, bár jól magyaráznak bizonyos, kivételes szituációkat, egyelőre még nem tarthatnak igényt a főáramlatú pénzügyi paradigma helyettesítésére, legalábbis az osztalékrejtély tekintetében biztosan nem.

Az előző alfejezetekkel együtt három saját empirikus kutatás áll rendelkezésre szezonális és érték-alapú anomáliák tekintetében, viszont nem könnyű átfogó következtetésre jutni. A reverziós hatás megerősítést kapott a BÉT esetén, viszont a Bukaresti Értéktőzsdén már inkább lendülethatás mutatkozott. Az osztalékrejtély tekintetében pedig az elemzett viselkedéstani posztulátumok (osztalék-kisimítás, osztalékpolitika-homogenitás) nem igazolódtak a tőzsdei vállalati mintán. Mindezek és a fejlett piacokon dokumentált empirikus eredmények tükrében a Bevezetésben megfogalmazott 3. hipotézist („A fejlett piacokon dokumentált tőkepiaci anomáliákat minden kétséget kizáróan igazolni lehet a feltörekvő piacok esetében is”) sem érzem validáltnak. Ehelyett a következő, 4.tézist fogalmazom meg:

#### **4.TÉZIS: A FELTÖREKVŐ PIACOKON DOKUMENTÁLT TŐKEPIACI ANOMÁLIÁK MÓDSZERTAN-ÉRZÉKENYEK ÉS INSTABILAK.**

Megjegyzem, hogy ez az állítás általánosan, a fejlett piacok esetén nem képviselne igazán novumot, hiszen itt tulajdonképpen a már említett Fama-kritika megfogalmazásáról van szó a feltörekvő piacok esetére.

#### IV.2.4. A részvényprémium anomáliája („equity premium puzzle”)

A finanszírozás-elmélet fontos anomáliája a „részvények többletmegtérülésének rejtélye” vagy más néven a „részvényprémium-rejtély” („the equity premium puzzle”) mely szerint a részvények átlagos megtérülési rátája hosszú távon, tartósan magasabb a kötvények átlagos megtérülési rátájánál (feltehetően a magasabb kockázatvállalás ellensúlyozása miatt). Minden jel szerint azonban ez a részvényprémium túlságosan magas ahhoz (átlagosan évente 6% az amerikai piacon 1926 és 1985 között), hogy megmagyarázható legyen a főáramlatú pénzügytan várható hasznosság modelljének segítségével. Mehra és Prescott (1985) fogalmazták meg elsőként ezt az anomáliát, és ugyancsak ők vezették le a következő tételt: ahhoz, hogy a részvényprémium historikusan magas értékei a klasszikus keretben megmagyarázhatóak legyenek, a befektetők abszolút kockázatkerülési együttthatóinak értéke 50 körül kellene, hogy legyen (Cochrane, 2005), ami nyilvánvalóan abszurd mértékben magas érték, tekintetbe véve, hogy a legtöbb empirikus tanulmány a kockázatkerülési mutatóra legtöbb 4-es értéket becsül. Ez az igen magas kockázatkerülési érték szemléletesen a következő abszurditást jelentené: egy 50-es kockázatkerülési mutatóval rendelkező egyén vagyonának 49%-át hajlandó kifizetni azért, hogy megszabaduljon egy olyan „fifty-fifty” típusú lottótól, amely 50% valószínűséggel megduplázza, 50% valószínűséggel pedig megfelel a jelenlegi vagyonát.

Arrow-Pratt (Pratt, 1964) óta az abszolút kockázatkerülési mutató („Absolute risk aversion”, ARA) leggyakrabban alkalmazott általános formulája:  $ARA(\bar{w}) = -\frac{u''(\bar{w})}{u'(\bar{w})}$  a

relatív kockázatkerülési mutatóé („Relative risk aversion”) pedig  $RRA(\bar{w}) = -w \frac{u''(\bar{w})}{u'(\bar{w})}$

amelyek értelmében a kockázatkerülés intenzitása az egyéni hasznossági függvény görbületével van összefüggésben a hasznossági függvény első és második deriváltjain keresztül. Egy 30-as kockázatkerülési érték szemléletesen is abszurd mértékben konkáv hasznossági függvényt eredményezne.

Az előzőekben tárgyalt anomáliákhoz hasonlóan ebben az esetben is két osztályba sorolhatjuk a részvényprémium-rejtély magyarázatára törekvő elméleteket, álláspontokat: egyfelől a klasszikus, várható hasznossági paradigma felől, másfelől az újabb elméleti paradigmák irányából közelítő modellekről beszélhetünk.



A klasszikus magyarázatok hívei elsősorban módszertani ellenvetéseket fogalmaznak meg a rejtély felfedezőivel szemben. Brown et al.(1995) az úgynevezett „túlélési torzítást” (survivorship bias”) okolják a részvényprémiumért, hiszen a Mehra-Prescott típusú szinte évszázados adatsorokban az a fő torzító tényező, hogy csupán azon értékpapírokat használja, amelyekkel az elemzett időszak alatt mindvégig kereskedtek, más szóval, amelyek „túléltek” az illető időszakot.

Reitz (1988) szerint igenis megmagyarázható az igen magas kockázatkerülési mutató. Jóllehet nem mindig van rá alapos okuk, a részvénybefektetők mégis sokszor tartanak valamilyenfajta katasztrofális esemény bekövetkezésétől, ami igencsak megnöveli kockázatelutasítási mutatójuk értékét. Ez a magyarázat Thaler (2005) szerint nem elfogadható, hiszen a Mehra-Prescott által elemzett időszak katasztrofális eseményei (nagy gazdasági világválság, második világháború) sokkal inkább a kötvénybefektetőket érintette hátrányosan a hiperinfláción és a vagyonekbeeséseken keresztül.

Mankiw és Zeldes (1991) kézenfekvő módon megkülönbözteti a részvény-befektető lakosság és a lakosság többi (túlnyomó) részének kockázati attitűdjét, azzal érvelve, hogy a befektetők fogyasztási szokásai sokkal érzékenyebbek a kockázatra, mint a nem-befektetőké. Sajnos ez a modell is legtöbb 10-es nagyságú kockázatelutasítási mutatókat eredményez, nem pedig 30-as értékeket.

Constantinides (1990) a fogyasztási szokások modelljéből kiindulva figyelembe veszi, hogy a befektetők rövid távon nagyobb kockázatkerüléssel rendelkeznek, mint hosszú távon de ez a modell sem tud magyarázattal szolgálni a magas kockázatkerülési mutatóra. Campbell és Cochrane (2000) azt a hatást is figyelembe veszi, amely szerint a fogyasztás intertemporális allokációja és ennek hasznossága attól is függ, hogy a befektető környezetében levő fogyasztók vagyoni helyzete miként alakul („szomszéd kertje hatás”). Ez a modell is csupán legtöbb 6-os értékű kockázatkerülési mutatót tud eredményezni.

**Viselkedéstani magyarázatok.** Benartzi és Thaler (1995) feltételezték a döntések időbeli inkonzisztenciáját (időben leválasztva, elkülönítve majd egyszerre, aggregáltan bemutatott adatokra másként reagáltak a megkérdezettek) és a veszteségkerülő magatartást, amit Kahneman-Tversky korábban már bemutatott (kumulatív) kilátáselmélete szolgáltatott. A két hatás együttes jelentkezését a szerzők rövidlátó veszteségkerülésnek („myopic loss aversion”) keresztelték el, és igazolták, hogy segítségével jobban igazolható a magas részvényprémium, mint az a várható hasznosságelméletől elvárható lenne.

Benartzi és Thaler modelljében a befektetők hosszú időhorizontra terveznek, nem tanúsítanak spekulatív magatartást. A befektetőnek választania kell egy kizárólag

részvényekből, illetve kizárólag kötvényekből álló portfólió között. Ezek a befektetők jellemző időközönként kiértékelik a portfóliójukat nem a felszámolás céljából, hanem pl. adókötelezettségek megállapítása, háztartási vagyon helyzetének felmérése stb. céljából. Mármint, éppen ezen a ponton, a portfólió “menet közbeni” értékelésének időpontjában kap szerepet Kahneman-Tversky kilátáselmélete, hiszen ezekben az értékelési időpontokban a veszteségeket sokkal súlyosabbnak fogja érezni a befektető, mint a nyereségeket, még akkor is, ha ezek csupán látszólagos, potenciális nyereségek vagy veszteségek, hiszen hangsúlyoztuk, hogy az értékeléskor a befektető még nem fogja felszámolni, likvidálni portfólióját és ezáltal elkönyvelni a tényleges nyereséget vagy veszteséget.

Éppen ezen, csupán papíron keletkező veszteségek miatt a befektető sokkal nagyobb hozamot vár el a kockázatos eszköztől, mint amennyit a klasszikus “kockázatkerülés” megjósol. A Kahneman-Tversky által megbecsült 2,25 értékű veszteség-kerülési együtthatóból (lásd III.1.1. alfejezet) kiindulva, Benartzi-Thaler kimutatja, hogy egy olyan befektető, aki 30 éves tervezési időszakkal rendelkezik, de évente kiértékeli portfólióját, átlagosan évi 6,5%-os kockázati prémiumért lesz közömbös a kockázatos és kockázatmentes portfóliók közötti választás tekintetében<sup>39</sup>. Minthogy ez az érték nem áll messze a valós piacokon megfigyelt részvényprémium nagyságától, ezért egyre inkább elfogadottá válik, hogy Benartzi-Thaler rövidlátó veszteségkerülési hipotézise feloldotta a részvényprémium igencsak makacs rejtélyét. Benartzi - Thaler elmélete sikeresen kiállta azt a támadást is, mely szerint a meghatározó tőkepiaci mozgásokat az intézményes befektetők eszközölik, hiszen a szerzőpáros az utóbbiak esetén is kimutatta a rövidlátó veszteségkerülést.

Látni kell azonban azt is, hogy ez az elmélet nem tud sokat mondani arról, hogy általában a befektető egyének milyen kiértékelési időtávokkal rendelkeznek és éppen ezért nem tudja azt sem megmagyarázni, hogy miért csökkent az elmúlt évtizedben globálisan a részvényprémium nagysága?

### **A részvényprémium rejtélye a feltörekvő tőkepiacokon**

Hoguet (2005) szerint a fejlett piacokon dokumentált tényekkel ellentétben a feltörekvő piacok amerikai dollárra átszámított adósságállományának tőke költsége (állampapír-hozama) a legtöbb esetben jelentősen túlszárnyalta a részvénytőke-költséget, negatív előjelű részvényprémiumot eredményezve. Legtöbbször ennek magyarázatára a magas inflációt, országhozamot és az ezek hatását tartalmazó kötvényhozamokat idézik, de

---

<sup>39</sup> Az elvárt részvényprémium a kiértékelési időtáv növekedésével csökken. Pl. félévi értékelési időtávra 4,65%, évente 10-szeri kiértékelés esetén pedig csupán 2%.

nem szabad elfeledni, hogy ezekben a feltörekvő gazdaságokban, különösen a külső adósságállományra számított hozamokat igen fontos strukturális törések érték.

Bakonyi et al (2004) tesz néhány megállapítást a magyar piacon tapasztalható részvényprémiummal kapcsolatban:

Az általuk vizsgált periódusra (1998-2002) az az érdekes tény körvonalazódik, hogy a részvényprémium negatív értékeket vesz fel. Ez részben magyarázható azzal, hogy az állampapír hozamok igen magasak voltak Magyarország esetén részben az átmeneti időszak magas országgockázata, részben az inflációs prémiumok miatt. 1998 áprilisa és 2002 áprilisa között azonos bázisra hozva hasonlítják össze a BUX indexet az állampapírhozamokból képzett MAX indexszel, és kimutatják, hogy a MAX index mindvégig meghaladta a BUX-ot, egy passzív befektető több mint kétszeres „buy and hold” hozamot könyvelhetett el egy kötvényportfólión, mint a BUX kosarát leképező portfólión. A részvényprémium negatív előjele legalább olyan mértékben anomália, mint az eddigiekben tárgyalt igen magas pozitív előjelű részvényprémium. Mégis gyanakodhatunk arra, hogy a magyarországi tőkepiac esetén is az átmenet időszakában jellemző inverz, azaz negatív lejtésű állampapír-piaci hozamgörbe állhat a részvényprémiummal kapcsolatos anomáliák mögött. További vizsgálatokat érdemes készíteni arról is, hogy az inverz hozamgörbe milyen mértékben tehető felelőssé a többi tőkepiaci anomália kialakulásáért.

Az 1996 decemberétől rendelkezésre álló MAX kötvényindex és a BUX adatait felhasználva magam is kiszámoltam az elmúlt 11 évre<sup>40</sup> az éves átlagos részvényprémiumot (illusztrálásként lásd 13. ábra), melynek értékére  $RP^{41}=5,7\%$ -ot kaptam. A számítási módszer a logaritmikus „buy and hold” hozam számítási módja volt:

$$RP = \frac{1}{n} \left[ \ln \left( \frac{BUX_{T_n}}{BUX_{T_0}} \right) - \ln \left( \frac{MAX_{T_n}}{MAX_{T_0}} \right) \right] \quad (53.)$$

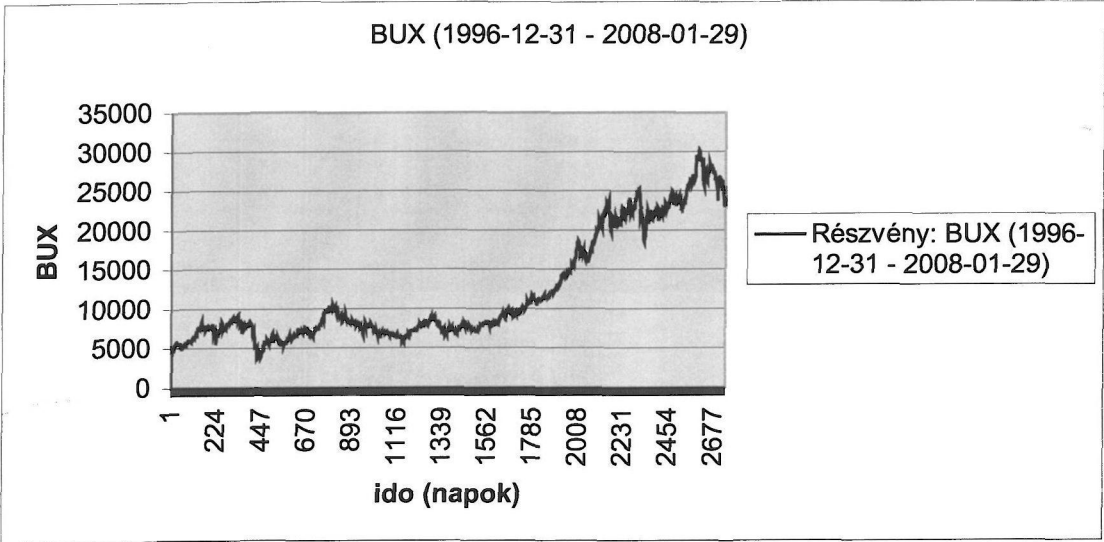
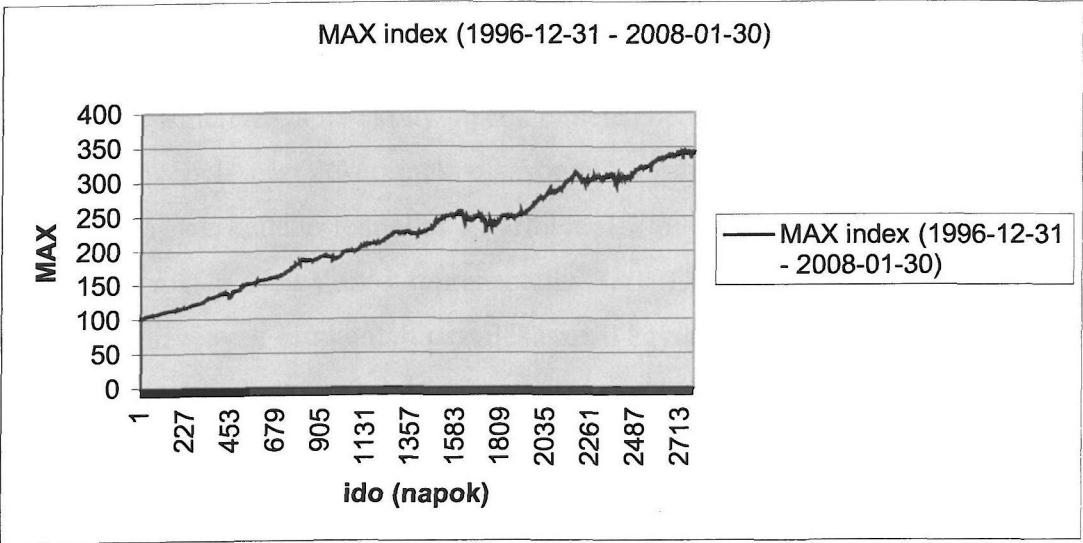
ahol az elemzett periódus elejének illetve végének indexértékeiből számítható a hozam, n pedig az elemzett évek száma (a tartási időszak hossza).

Benczúr et al. (2003) viszont az átlagos részvényprémium nagyságára évi 4%-ot becsülnék, ami sokkal közelebb van az általam számolt közel 6%-hoz. A szerzők szimulációs céllal kalibrálják egy makrogazdasági modell paramétereit, ezek közül az egyik a részvényprémium melynek értékét 4-re becsülik, saját fogalmazásukban „Az együtthatók kalibrálásának elve az volt, hogy a számított pálya legyen összhangban ez előző 10 év

<sup>40</sup> A MAX indexet 1996 óta számítják

<sup>41</sup> A „részvényprémium” rövidítése

tapasztalataival és azzal a felzárkózási pályával, amely a következő 25 évben elképzeléseink szerint előttünk áll.”

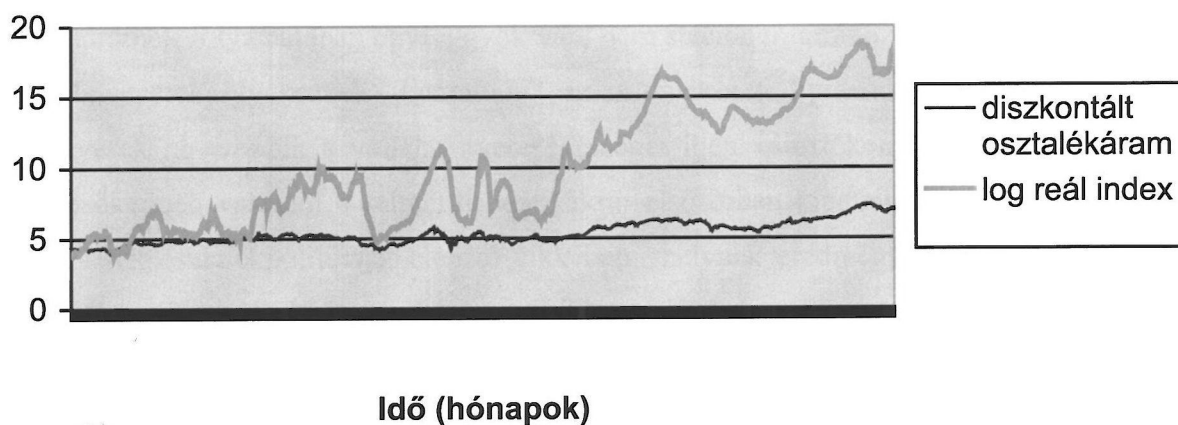


13. ábra. A MAX és BUX indexek összehasonlítása.  
Forrás: saját ábrázolás a [www.portfolio.hu](http://www.portfolio.hu) adatai alapján

## IV.2.5. Volatilitással kapcsolatos anomáliák

### A volatilitás - többlet („excess volatility”) kérdésköre

Mint ismeretes, a hatékony piacok elméletében a részvények fundamentális vagy belső értékét a jövőbeli osztalékáramok diszkontálása adja. Ebből az következik, hogy szoros együttmozgásnak kellene fennállni az árfolyamok és az osztalékáramok között. Amint a 14. ábrából kitűnik, a NewYork-i reprezentatív S&P Composite index esetében, az indexben résztvevő részvények diszkontált osztalékáramai együtt mozognak ugyan az index logaritmált értékeivel, azonban az index lényegesen nagyobb volatilitást mutat. A számítások havi bontásban történtek az 1871 január – 2004 június időszakra, a diszkontálás mindig az illető hónapban érvényes pénzpiaci kamatlábbal történt.



14. ábra. Volatilitástöbblet a New York-i tőzsdén.

Forrás: saját számítás a [www.irrationalexuberance.com](http://www.irrationalexuberance.com) oldalon hozzáférhető Excel adatbázis adatait felhasználva

Az ábrán látható szembetűnő volatilitás-többletet először Shiller (1981) elemezte részletesebben. A szerző háromféleképpen is kiszámolja az index fundamentális értékét: konstans diszkontrátát, változó diszkontrátát illetve az egy főre eső fogyasztási mutatót használva az osztalékáramok jelenértékének meghatározásához. Az ábrán láthatóhoz hasonló eredményei nyomán a szakirodalom heves viták színterévé vált az árfolyamok volatilitás-többlete („excess volatility”) körül.

A Shiller tanulmány alapvető gondolata egyszerű: a hatékony piacok és a véletlen bolyongás modelljének alapfeltevése az, hogy az aktuális árfolyamnak meg kell egyeznie a

várható belső értékkel, az árfolyamra vonatkozó legjobb becslés a várható belső érték (diszkontált osztalékáram):

$$P_t = E(P^*_t) \quad (54.)$$

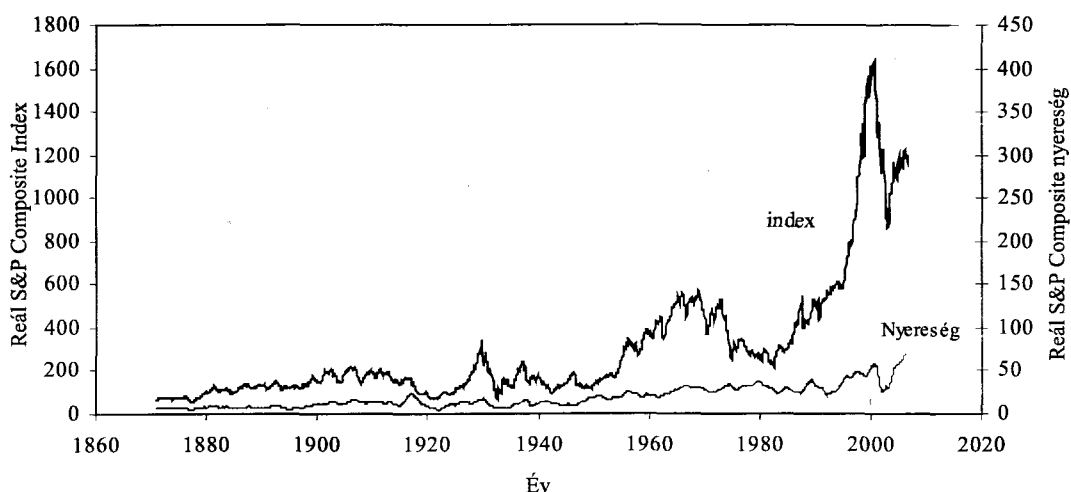
Az alapfeltevés úgy is megfogalmazható, hogy milyen kockázati prémium mellett lesz egyenlő a tényleges árfolyam a belső értékkel.

Ennélfogva az árfolyamok (a belső érték becslése) volatilitása kisebb kell legyen a felbecsült osztalékáram volatilitásánál:

$$\sigma(P_t) \leq \sigma(P^*_t) \quad (55.)$$

Ennek az egyenlőtlenségnek az érvényességét teszteli Shiller (variancia-korlát teszt) és arra a következtetésre jut, hogy az egyenlőtlenség nem érvényesül.

A volatilitás-többlet körüli vita elsősorban módszertani aspektusokra vonatkozott. Dybvig és Ingersoll (1982) megmutatják, hogy a variancia-korlátok sérülnek, amikor az osztalék egy autoregresszív folyamatot követ. Marsh és Merton (1986) szerint is az osztalékáramok folyamatában egységgyök van, nem stacioner, amit azzal magyaráznak, hogy a vállalatvezetők igyekeznek „kisimítani” az osztalékot („dividend smoothing”), hogy a részvényesek ne érezzék a vállalat nyereségességét igen változékonynak. Shiller (1989) a következőképpen válaszol a felmerült kritikákra: elsősorban kiemeli, hogy Lintner (1956), menedzserek osztalékpolitikáját elemző cikkében, melynek eredményeire Marsh és Merton hivatkozik, az osztalék-kisimítás korántsem jelenik meg olyan egyértelműen, és amennyiben igen, akkor is a nominális osztalékra vonatkozóan, nem pedig a reál-osztalékáramra, amellyel Shiller a számításait végezte. A variancia-korlát tesztnek valóban vannak nemkívánatos kisminta tulajdonságai, ám ezekkel nem lehet megmagyarázni azt a hatalmas volatilitás-különbözetet, amely nemcsak az osztalékkal, hanem a nyereség-áramokkal szemben is fennáll (15. ábra).



15. ábra. A New York-i S&P Composite Index és a vállalati nyereségek alakulása

Mindent összevetve nehéz állást foglalni ebben a vitában, hiszen annak ellenére, hogy a nagy volatilitás-többlet permanens hatékonyság-hiányokra utal a piac működésében, mégis Campbell és Shiller (1989) szerint az osztalékáram és az árfolyam-index közötti korreláció igen magas, mintegy 0,915, ami azt mutatja, hogy a részvényárfolyam volatilitásának elsődleges oka mégiscsak az osztalékáramokra vonatkozó információkban keresendő. Ezt a volatilitást azonban felerősítik a zaj-kereskedők, irracionális befektetők és általában a tőzsdei buborékok kialakulását elősegítő csordaszellem.

A volatilitás-többlet megmagyarázására az alábbi javaslatok történtek:

**1. A katasztrofális, ritka események hatása.** Terrorcselekmények, katasztrófák bekövetkezésére vonatkozó információk drasztikus volatilitást tudnak előidézni az osztalékra vonatkozó előrejelzésekben is, azonban a legnagyobb katasztrófák esetében is az osztalékáramok csupán a nulláig csökkenhetnek, ezért ezek a negatív hírek csak akkor képesek megmagyarázni a volatilitás-többletet, ha igen gyakran történnek katasztrófák, ami viszont ellentmond akár a XX. század gazdaságtörténetének is. Továbbá ugyancsak Shiller (2005) miután részletesen elemzi az 1929. október 29-i és az 1987. október 19-i híreket, kiemeli, hogy a legnagyobb árfolyamváltozások és a legnagyobb jelentőségű hírek között igen kicsi az összefüggés, ezeken a napokon ugyanis kevés relevanciával bíró hír jelent meg a napi és a közvetlenül szomszédos napok sajtójában. Sokkal inkább úgy tűnik, hogy az igazán nagy árfolyammozgásokat a korábbi kisebb, de mégis jelentős árfolyammozgások indítják el (pozitív visszacsatolás, hozamok és a volatilitás hosszú távú emlékezete).

**2. A racionális és spekulatív árbuborékok.** Buborék alatt valamiféle pozitív visszacsatolás által generált és fenntartott, önmagát felerősítő folyamatot értünk. A közgazdászok megkülönböztetnek racionális, illetve spekulatív buborékokat.

A racionális buborék matematikai meghatározásához egy pénzügyi eszköz méltányos árából (*fair price*) kell kiindulnunk. Ezen az elméleti árfolyamon az eszközhöz kapcsolt jövőbeli *cash flow*-k jelenértékét értjük. Az eszközárzási modellek egyensúlyi feltétele:<sup>42</sup>

$$P_t = \frac{E(d_{t+1} + P_{t+1})}{1+r} \quad (56.)$$

ahol  $d_t$  az osztalék,  $p_t$  az eszköz ára  $t$  időpontban,  $E(\cdot)$  pedig a  $t$  időpontban elérhető információk alapján adja a zárójelben levő kifejezés várható értékét. Ha a kamatlábat ( $r$ ) végtelen időszakra állandónak tekintjük, akkor a részvény  $t$  időpontbeli árát ( $p_t$ ) általánosítva a következő összefüggéssel adhatjuk meg:

$$P_t = \sum_{j=1}^{\infty} \frac{E(d_{t+j})}{(1+r)^j} + b_t \quad (57.)$$

Az (56.) egyenlet jobb oldalának az első tényezője, a diszkontált osztalék jelenértéke adja a részvény fundamentális értékét. A maradék rész ( $b_t$ ), olyan sztochasztikus tag, amely teljesíti a  $b_t = E_t(b_{t+1}) / (1+r)$  feltételt. Ezt a tagot nevezzük buborék-tagnak. Az (56.) összefüggést egyszerűbben írva:

$$p_t = p^*_t + b_t \quad (58.)$$

Amennyiben  $p_t \neq p^*_t$ , akkor matematikai értelemben árbuborék keletkezik, ahol  $p^*_t$  a fundamentális érték.

Ehhez a definícióhoz néhány megkötés szükséges a paraméterekre vonatkozóan. Az (58.) egyenlet nem minden paraméter mellett érvényes. Például figyelembe kell vennünk, hogy egy pénzügyi eszköz ára nem lehet negatív. Mivel  $d_t \geq 0$  és  $r \geq 0$ , ezért beláthatjuk, hogy  $p^*_t$  biztosan nem negatív szám, tehát vagy nem értelmezzük a negatív buborékot ( $b_t \geq 0$ ), vagy pedig kikötjük, hogy  $b_t \leq p^*_t$ . A modellek többsége kizárja a negatív árbuborékok létezését.

Végeredményben azt mondhatjuk, hogy racionális buborékról akkor beszélünk, amikor az eszköz piaci ára magasabb ugyan, mint a fundamentális érték, de a piaci szereplők racionális várakozásai igazolhatják az árfolyamot. Ilyenkor az aktuális árfolyam a fundamentális értéket használja horgonynak, attól nem szakad el.

Ezzel szemben spekulációs buborékról van szó, ha a piaci ár eltérése a fundamentális értéktől „túlzottan” eltávolodik, és reálisan nem létezhet olyan osztalékjövedelem, amely

<sup>42</sup> Melyet sok könyvben Euler-egyenletként említenek



alátámasztaná az aktuális árfolyamot (Brunnermeier 2001). Ez az elszakadás általában azt jelenti, hogy a (58.) egyenletben a  $b_1$  buboréktag a kamatláb mértékénél jobban növekszik. Alapvető kérdése a buborék-modelleknek, hogy meg tudjuk-e egyértelműen mondani a két fajta buborék szeparáló feltételét, azaz a fundamentális értéktől való kritikus mértékű eltérést?

Blanchard (1979) úgy fogalmaz, hogy ha a részvény ára a részvény fundamentális értékétől csak időlegesen tér el, akkor racionális buborék keletkezik. Blanchard (1979) modelljében racionális várakozásokat és arbitrázsmentességet tételez fel, amelyek mellett a piaci szereplők észlelik a fundamentális értéktől való eltérést, de az ár további emelkedésére számítanak.

Shiller (1991) álláspontja a racionális buborékok kapcsán az, hogy azok egy túlságosan szűk modell-családot képviselnek ahhoz, hogy a volatilitástöbbletet a segítségükkel meg lehetne magyarázni. Helyettük az úgynevezett „majdnem racionális” modelleket javasolja, vagyis a pénzügyi viselkedéstan modelljeit.

Igen részletesen elemzi Robert Shiller a spekulatív buborékok kialakulásának tényezőit „Tőzsdemámor” című könyvében, amelynek második, 2006-os kiadásában a jelenlegi ingatlanbuborék kifejlődésére is felhívja a figyelmet az ezredforduló „dotcom” buborékának elemzésén kívül.

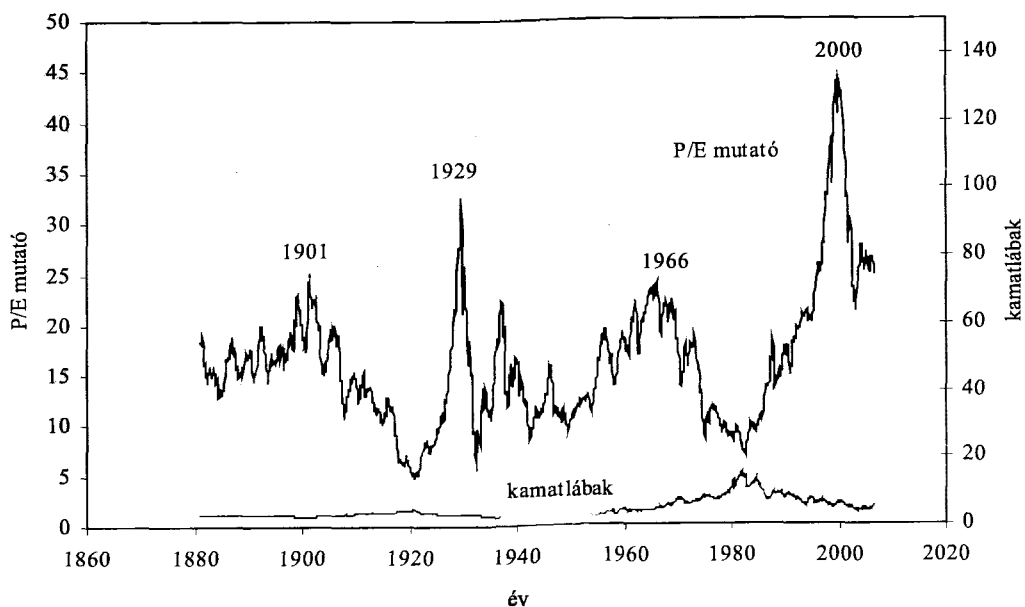
Shiller (2005) mélyrehatóan elemzi azt a folyamatot, melynek során a befektetői irracionalitás vagy korlátozott racionalitás az információk, hangulatok terjedésével karöltve oda vezetnek, hogy az árfolyamok hosszú ideig eltávolodnak a fundamentumoktól, az árfolyamok változása pedig eltér a véletlen bolyongás modelljében előírttól. A könyv részletesen elemzi e folyamatok mögött meghúzódó strukturális, kulturális és pszichológiai tényezőket, amelyeket véleményem szerint is a volatilitás-többlet és az árbuborékok viselkedéstani magyarázataként lehet nyilvántartani:

Strukturális tényezők:	Kulturális és Pszichológiai tényezők:
<ul style="list-style-type: none"> <li>- az erősödő neokonzervatív szemlélet az Egyesült Államokban („ownership society”)</li> <li>- az információs és kommunikációs technológia fejlődése</li> <li>- tőkepiaci befektetéseket serkentő monetáris politika</li> <li>- demográfiai tényezők („baby boom” és „baby bust”)</li> <li>- a gazdasági-üzleti média térnyerése</li> <li>- befektetés-elemzők optimizmusa</li> <li>- a járulék-meghatározottságú nyugdíjtervek („defined contribution plans”) elterjedése</li> <li>- a nyíltvégű alapok térnyerése</li> <li>- az infláció csökkenése</li> <li>- a kereskedési volumen növekedése</li> <li>- a szerencsejátékok terjedése</li> </ul>	<ul style="list-style-type: none"> <li>- az elektronikus és írott sajtó figyelme</li> <li>- „új korszak” („new era”) típusú gondolkodás</li> <li>- a piac „morális” horgonyai</li> <li>- túlzott magabiztosság</li> <li>- intuíció, „mágikus gondolkodás”</li> <li>- csordaszellem</li> <li>- a kollektív figyelem változásai</li> <li>- kognitív disszonancia</li> <li>- információs „zuhatagok”</li> </ul>

25. táblázat. A volatilitás-többlet pénzügyi viselkedéstani tényezői

Az okok fejtegetésén túl Shiller normatív javaslatokat is megfogalmaz a befektetők, hatóságok, gazdaságpolitikai döntéshozók számára, annak érdekében, hogy az 1987-es vagy a 2000-es dotcom – hoz hasonló tőzsdekrachok a jövőben ne fordulhassanak elő. Ezek a javaslatok a következők:

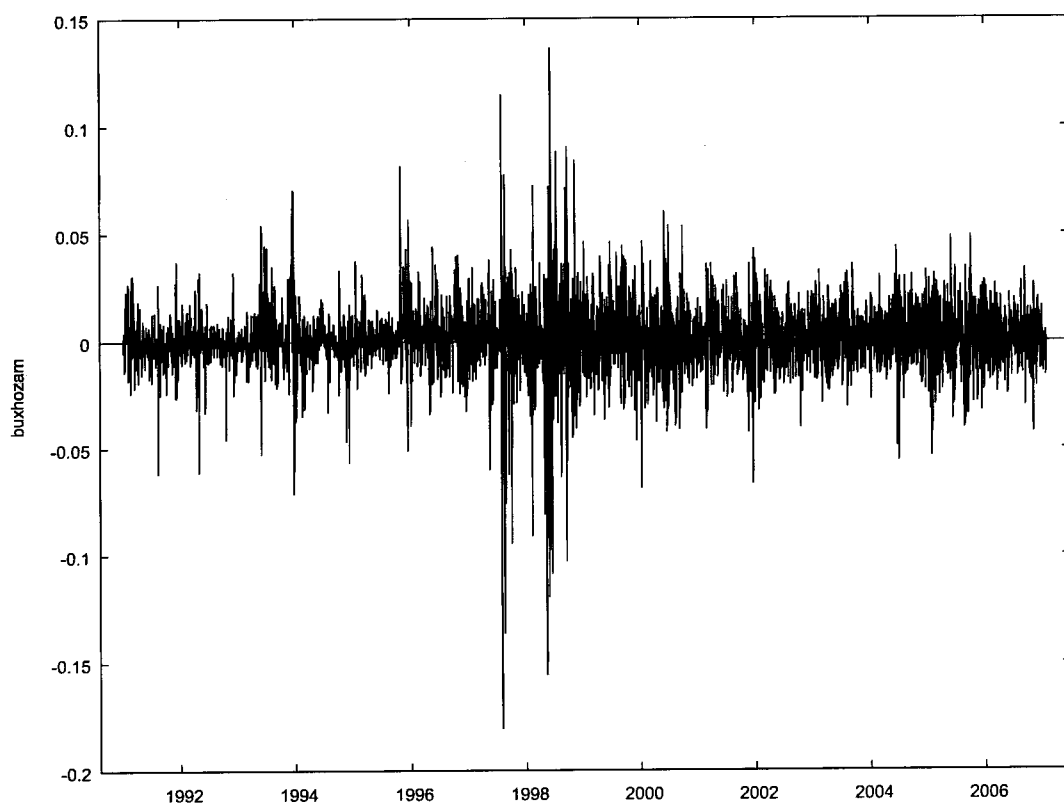
- az eddigiekben dokumentált „naiv diverzifikáció” helyett valós nemzetközi és eszközök-közötti diverzifikáció
- hatékonyabb, a megtakarítások irracionalitását (hiperbolikus diszkontálás) is figyelembe vevő nyugdíjrendszerek
- a szakmai és a média-diskurzus fegyelme, óvatossága, a tekintélyes gazdasági és befektető személyiségek aktívabb és józanabb állásfoglalása, nyilvános fellépése
- „buborékellenes” monetáris politika
- a növekedés határainak felismerése, környezetbarátabb fenntartható növekedés elérése



16. ábra. A New York-i tőzsde értékelési csúcspontjai és az irányadó amerikai kamatláb alakulása Shiller adatai nyomán

Magyarország tekintetében Komáromi (2004) PhD értekezésében próbálta megválaszolni azt a kérdést, hogy beszélhetünk-e árbuborékról a magyar piacon az 1996-2003 fellendülési időszakban? A szerző válasza nemleges, mert az ő definíciójában egy buborék elengedhetetlen feltétele, hogy annak messzemenő szabályozási és makrogazdasági következményei legyenek, amiről ebben az esetben nem beszélhetünk. Úgy gondolom, hogy ez a definíció túlságosan leszűkíti a „buborék” fogalmát így pl. a holland tulipánhagyma-örületet sem tekinti buboréknak.

**Volatilitás-klasztering.** A volatilitás-anomáliák másik csoportja azzal a stilizált ténnyel kapcsolatos, hogy a tőkepiaci volatilitás igen gyakran klaszterekben jelentkezik, azaz létezik valamiféle függőség, előrejelezhetőség a volatilitás tekintetében. Ennek az előrejelezhetőségnek igen fontos implikációi vannak elsősorban a származtatott termékek árazásában, hiszen ezek az árak többek között az alaptermék volatilitásának (nemlineáris) függvényei. A szakirodalom ezt nemlineáris függőségnek, nemlineáris előrejelezhetőségnek is nevezi. A '80-as években Engle (1982) által kifejlesztett majd Bollerslev (1986) által általánosított ARCH (autoregresszív feltétes heteroszkedaszticitás) modellek éppen ennek a jelenségnek az ökonometriai specifikációját adják meg. A 17. ábra egyszerre mutatja a volatilitás klasztereződését és a szélsőséges, kiugró hozamértékek („outlierek”) gyakoriságát (vastag szélű eloszlás). A legnagyobb volatilitás az 1998-as oroszországi államcsődöt és az 1997-es dél-ázsiai pénzügyi válságot kísérte.



17. ábra. A BUX napi logaritmikus hozamainak sorozata (1991-2007).  
Forrás: saját ábrázolás

**Aszimmetrikus volatilitás.** Az ARCH-GARCH modellek igen sok irányban indultak fejlődésnek, rengeteg fajta GARCH modell jelent meg, amelyekbe nem célok itt elmélyedni. Az ún. aszimmetrikus GARCH modellek azonban kiemelkedő jelentőségűek, hiszen egy másik stilizált tőkepiaci tényt, az aszimmetrikus volatilitást számszerűsítik. A fejlett tőkepiacokon azt figyelték meg, hogy a jelentős árfolyameséseket általában nagyobb volatilitás kíséri, mint az azonos abszolút értékű de ellentétes előjelű árfolyamemelkedéseket.

Az exponenciális GARCH (E-GARCH), a küszöbérték feletti GARCH (T-GARCH) illetve a Glosten, Jaganathan, Runkle (1993)-féle GJR – GARCH csupán három az aszimmetrikus volatilitás ökonometriai specifikációi közül.

Az aszimmetrikus volatilitás jelenségére az alábbi két „klasszikus” magyarázat született:

1. **Tőkeáttétel magyarázat („Volatility leverage”).** Elsőként Black (1976) javasolta ezt a magyarázatot arra alapozva, hogy az árfolyamesés impliciten lecsökkenti az értékpapírt kibocsátó vállalat saját tőkéjének értékét, és ezáltal megnöveli a tőkeáttételi arányt. Mármint a Hamada (1972) összefüggések értelmében egy

értékpapír bétája arányosan növekszik annak tőkeáttételével, így összességében a papír teljes kockázata (volatilitása) is növekedni fog.

2. **Visszacsatolási magyarázat („Volatility feedback”).** French et al. (1987) hipotézise szerint a hozam-volatilitás korreláció oksági összefüggése éppen fordított: A várt volatilitás növekedése nagyobb elvárt hozamot eredményez akár a klasszikus CAPM értelmében is, ez a nagyobb hozam pedig a piacon úgy nyilvánul meg, hogy az árfolyamok esni kezdenek. Nem az árfolyamesés okozza a nagyobb volatilitást, hanem ellenkezőleg az anticipált volatilitás-növekedés okozza az árfolyamcsökkenést.

**Viselkedéstani magyarázatok.** A fent említett ARCH-GARCH modellecsalád sokszor helyesen közelíti a piacon jelentkező volatilitás-anomáliákat, ám jellegzetesen „ateoretikus” megközelítést képvisel abban az értelemben, hogy nem nyújt magyarázatot e jelenségek kialakulására.

Az alábbiakban kiemelek néhány viselkedéstani magyarázatot a volatilitás-anomáliákra.

**Információ-heterogenitásra épülő modellek.** Bollerslev és Andersen (1996) az eltérő elemzési horizonttal rendelkező hosszú távú befektetők és napi spekulánsok információi közötti heterogenitásra mutatnak rá. Ezek az információs idősorok eltérő perzisztenciát mutatnak, aggregálódásuk pedig a volatilitás klasztereződéséhez vezet. LeBaron et al (1999) a híres Santa Fe-i tőzdeszimulációban szintén arra jutnak, hogy az eltérő időhorizontú befektetések információi közötti heterogenitás olyan volatilitás – kereskedési volumen összefüggések megjelenéséhez vezet, amelyeket a stilizált tények is leírnak a valós piacokon.

**Evolúciós megközelítések.** A tőkepiacok szimulációs és ügynök alapú megközelítése igen hamar elvezetett a tőkepiac-ökoszisztéma analógia felismeréséhez, és kezdetét vette az evolucionista szemléletmód térhódítása a pénzügytanban.

Lo (2004) az adaptív piacok hipotézisében próbálja összeboronálni az evolúciós megközelítést a hatékony piacok doktrínájával. Az ő meglátásában az adaptív piacokat a következő axiómarendszer értelmezi:

- (AMH1) Az egyének saját önértékükben cselekednek
- (AMH 2) Az egyének óhatatlanul hibáznak
- (AMH 3) Az egyének tanulnak és adaptálódnak.
- (AMH4) A verseny képezi az innováció és az alkalmazkodás alapját
- (AMH 5) A tőkepiac ökológiáját is a természetes szelekció elve kormányozza
- (AMH 6) Az evolúció határozza meg a tőkepiac dinamikáját

Sajnos az efajta szimulációs és evolucionista modellek, közöttük talán legismertebb lévén a Santa Fe-i mesterséges tőkepiac, nem tudták a várt eredményeket, magyarázó erőt szolgáltatni, hiszen eredményeik az igen komplex matematikai specifikáció termékei voltak, nagyon nehéz számukra valós piaci megfelelőt találni, így ezek a modellek sem állták ki a falszifikálhatóság próbáját.

**Viselkedéstani váltások.** A szakirodalom jó néhány példát felsorakoztat arra, hogy a piaci szereplők befektetési magatartásának átváltása (“behaviour switching”) két jól körülhatárolható modell között (pl. technikai versus fundamentális elemző) igen nagy volatilitás-növekedéseket eredményez.

Lux és Marchesi (2000) olyan ügynök-alapú megközelítést alkalmaznak, amelyben a “vastag szélek” és a volatilitás-klasztereződés abból vezetődik le, hogy a piaci szereplők váltanak a fundamentalista és technikai magatartásmód között.

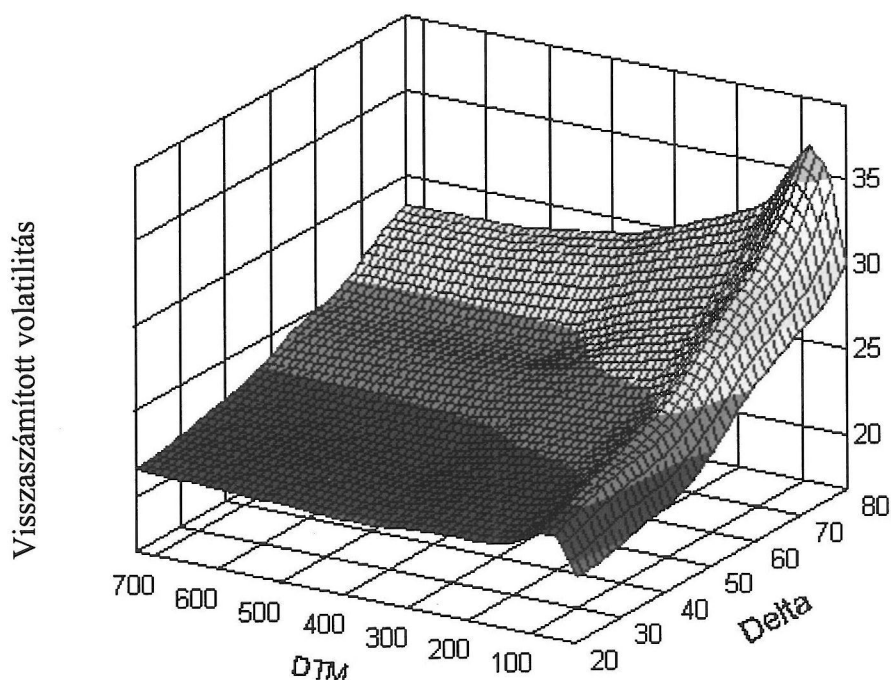
Kirman és Teyssiere (2002) tovább finomítják a modellt, feltételezve, hogy a fundamentális elemzők egy meghatározott aránya a csordaszellem csapdájába esik, a csordaszellem kialakulását pedig epidemiológiai modellel írják le. A modell szimulációja autokorrelációkhoz és volatilitás-klasztereződéshez vezet.

Jelen értekezésben a II.1.7. alfejezet 4. ábrájának leptokurtikus BUX hozamai is azt mutatják, hogy a piac állapota elég élesen szétválasztható egyfelől egy nagy volatilitással, szélsőséges hozamértékekkel rendelkező állapotra vagy rezsimre, másfelől pedig egy alacsonyabb volatilitással és nulla közeli hozamértékekkel rendelkező rezsimre. A jövőben tisztázandó kérdés, hogy milyen viselkedéstani vagy mikrostruktúrával kapcsolatos tényezők határozzák meg a két rezsim közötti váltást, illetve az egyes rezsimekben töltött időt.

A fenti modellekben az a közös, hogy több, rendszerint két állapotot feltételeznek, amelyek egyikében találhatók a tőkepiaci szereplők. A rezsimek közötti váltás Markov-féle rezsimváltó modellel történik, amely a finom, fokozatos rendszerváltások modellezésére alkalmas, ellentétben a „dummy” változós rezsimváltással, amely az erős strukturális törések modellezésére alkalmas. Azonban Liu (2000) megmutatja, hogy egyedül ezek a Markov rezsimváltások, jóllehet megmagyarázzák a volatilitás-klasztereződést, nem tudják megmagyarázni a hozamok hosszú távú memóriáját. Ahhoz, hogy egyszerre lépjen fel a hozamok hosszú távú autokorrelációja és a volatilitás-klasztereződés (tehát a lineáris és nemlineáris függőség), olyan magyarázó (szimulációs) modellt kell alkalmazni, amely az egyes rezsimekben eltöltött idő hosszúságát modellezi.

**Volatilitás-mosoly, volatilitás-grimasz.** A volatilitás-mosoly és volatilitás-grimasz jelenségek esetén az azonos alaptermékre kiírt opciók visszaszámított volatilitása eltérő a

különböző kötési árak szerint. Ez meglehetősen ellentmondásos, mivel intuitíve ebből az következne, hogy a piac ugyanazon alapterméknek több volatilitás-értéket is tulajdonít egyensúlyi körülmények között. E jelenségek az 1987-es tőzsdekrach után kerültek előtérbe, azóta a jelek szerint a piac a normális eloszlásnál nagyobb valószínűséget rendel az alacsony kötési árú opciók nagy volatilitásához (Shiller, 1998).



18. ábra. A visszaszámított (implicit) volatilitás háromdimenziós felülete  
(forrás: [www.answers.com](http://www.answers.com))

DTM – „Days to maturity” (az opció lejáratáig hátralevő napok száma)

Delta – az opció árfolyamának az alaptermék árfolyama iránti érzékenysége (ezen a tengelyen a kötési árat is szokás ábrázolni)

**Magyarázatok.** Kahneman–Tversky (1979) döntési súlyfüggvénye alkalmas lehet arra, hogy megmagyarázza a volatilitás-mosoly és grimasz jelenségét. A derivatívok árazását ismerve, úgy is fogalmazhatunk, hogy a piacon szisztematikusan felülárazzák a mélyen OTM („out of the money”) illetve a magasan ITM („in the money”) opciókat. (Mayhew, 1995, jó összefoglalását adja a témának).

Az opcióárazással foglalkozó elméleti és gyakorlati szakemberek között is az a konvenció terjedt el, hogy sokszor nem az opciók díját (árát) ábrázolják a lejárat és a kötési ár függvényében, hanem az árból a Black-Scholes (BS) képlet alapján visszaszámított elméleti volatilitást (implicit volatilitás). Ily módon egy háromdimenziós ábrát kapnak, amit implicit volatilitás-felületnek neveznek (18. ábra). A jelenlegi ábra a FTSE indexre vonatkozó opciók

implicit volatilitását mutatja és jól látható, hogy sokkal inkább volatilitás-grimaszról beszélhetünk, mint volatilitás-mosolyról. Volatilitás-grimasz esetén csak az OTM opciók vannak felülárazva, a felülárazás szimmetriája megbomlik.

A jelenségre két magyarázat is verseng egymással:

A **racionalitás** oldali magyarázat szerint éppen a hozamok leptokurtikussága (amitől a BS eltekint) okozza, hogy az igen nagy hozamesések gyakoribbak legyenek a normális eloszlás által megjósoltnál (Bates, 2000). Ezért a volatilitás-grimasz csupán egy korrekció, amit a piac helyesen alkalmaz annak érdekében, hogy a tőzsdekrach valószínűségét és ezáltal az opciókat helyesebben árazza be. Ezt az elméletet jól alátámasztja az a tény, hogy a volatilitás-grimaszt inkább index opciókon, míg a volatilitás-mosolyt inkább egyedi részvényopciók esetén figyelték meg (Shiller, 1998).

Ellentmondásos azonban az a tény, hogy a volatilitás-mosoly csak oly módon magyarázható meg a főáramlatú várt hasznosság keretében, ha a befektetők bizonyos vagyontartományokban kockázatkerülők, más tartományokban viszont kockázatkeresők (Brown-Jackwerth, 2004). Ugyanez a tanulmány bizonyítja, hogy a piaci mikrostruktúra tényezői nem okolhatók a volatilitás-mosoly kialakulásáért.

A szubjektív, **viselkedéstani** torzításokon alapuló elmélet szerint itt nem játszik szerepet a tőzsdekrachok valószínűsége, hanem a kilátáselméletben posztulált szubjektív hatásoknak van szerepük (valószínűség-torzítás, veszteség-kerülés).

Fortune (1996) szerint az általános tendencia, hogy a befektetők az alacsony valószínűségű eseményeknek a normálisnál nagyobb döntési súlyt tulajdonítanak, felelőssé tehető a volatilitás-grimasz kialakulásában. A szerző szerint a Kahneman-Tversky specifikáció azokat az igen furcsa helyzeteket is jól le tudja írni, amelyekben a volatilitásfelület széle "lefele görbül" azaz kettős görbülettel rendelkezik. Ilyenkor Fortune szerint a döntési súlyfüggvény szélének szakadási pontjai relevánssá válnak.

Borak et al (2005) németországi (DAX) indexopciók implicit volatilitását vizsgálja. A központi kérdés ezekben a vizsgálatokban az, hogy a visszaszámított volatilitás meghatározott viselkedése mit jelent, hogyan nyilvánul meg a befektetők egyéni hasznossági függvényének és kockázati magatartásának szintjén? A piaci aggregált adatokból azonban csak a piac, mint egész aggregált hasznossági függvényére és kockázati magatartására lehet következtetni.

A következő (59.) összefüggés mutatja a kapcsolatot a hasznossági függvény és az opcióárazásban használatos valószínűségeloszlások között:



$$\beta \frac{U'(w)}{U'(w_0)} = e^{-rt} \frac{p(w)}{q(w)} \quad (59.)$$

ahol

$U$  – aggregált hasznossági függvény

$r$  – kockázatmentes kamatláb

$w$  – aktuális vagyonszint

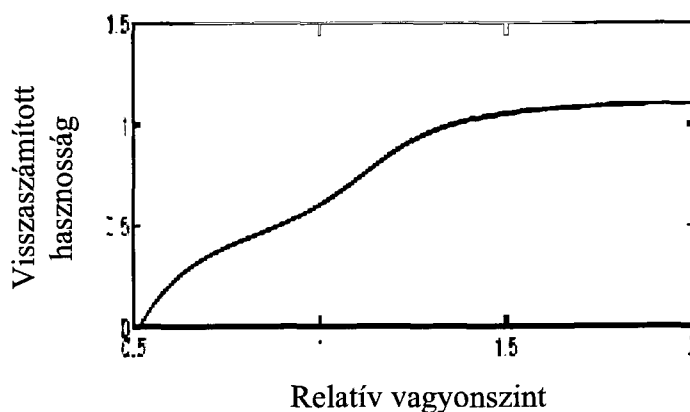
$w_0$  – viszonyítási vagyonszint

$p$  – tapasztalati valószínűség (mérték)

$q$  – kockázatmentes valószínűség (mérték)

$\beta$  – sztochasztikus diszkonttényező

Látható, hogy a származtatott termékek martingál-árazásánál felhasznált mértékekből (a  $p/q$  arányból, amit „eszkőzarázási kernel”<sup>43</sup>-nek is neveznek) meghatározható a piaci szereplők implicit (visszaszámított) hasznossági függvénye ( $U$ ). Az igazán érdekes (19. ábra), hogy az eképpen származtatott hasznossági függvény eltér a várt hasznosság modelljében előírt alaktól: inflexiós pontokat tartalmaz, ezáltal sokkal inkább a Savage-féle kettős inflexióval rendelkező hasznossági függvényére vagy a már tárgyalt kilátáselméleti értékfüggvényhez hasonlít. Borak et al (2005) azt is levezeti, hogy az indexopciók árából az következik, hogy csökkenő tendenciájú piacokon a befektetők kevésbé kockázatkerülők, mint növekvő tendenciájú piacokon, ami egy újabb bizonyíték amellett, hogy opciós piacokon is érvényesül a Kahneman Tversky-féle aszimmetrikus kockázati magatartás.



19. ábra. Azonos lejáratú opciókból visszaszámított piaci empirikus hasznossági függvény  
Forrás: Borak et al (2005)

<sup>43</sup> „eszkőzarázási magként” lehetne tovább magyarázni

Dennis és Mayhew (2000) megvizsgálja, hogy bizonyos, “piaci hangulatot” számszerűsítő változók hogyan befolyásolják az egyedi részvényekre kiírt opciók implicit volatilitásának “mosoly”-függvényét. A legfontosabb befolyásoló tényezőnek a put és call opciók volumenének arányát tartják, a nagyobb volumenű put kereskedés megnöveli a volatilitás mosoly meredekségét. További piaci hangulat - változók (fogyasztói bizalmi index, átlagos P/E arány) magyarázóereje nem bizonyul szignifikánsnak.

Nehéz megmondani, hogy melyik magyarázatnak van inkább igaza a volatilitás-anomáliák kérdésében. Számomra a szakirodalomból egyöntetű, hogy a várt hasznosság és a tökéletesen hatékony piac modelljei ellentmondásban állnak ezekkel az anomáliákkal. A kilátásméletből kiinduló modellek viszont túl sok paraméter felhasználásával képesek csak részlegesen megmagyarázni ezeket a jelenségeket. Ígéretesnek tűnik pl. a Kahneman Tversky függvényformák helyett pl. a III.1.1. alfejezetben ismertetett, kevesebb paraméterrel leírható specifikációk alkalmazása (pl. Prelec), vagy különböző preferenciákkal rendelkező heterogén tőzsdei aktorok modellezése. Számos kutatási irány még nyitott ezen a téren.

**Volatilitás-anomáliák a feltörekvő piacokon.** Haroutounian és Price (2001) tanulmányában erős GARCH hatásokat mutat ki Magyarország, Lengyelország és Csehország tőkepiacain, az aszimmetrikus volatilitás azonban nem bizonyítható. A szerzők által alkalmazott többváltozós BEKK modell pedig azt mutatja, hogy a magyarországi volatilitás-változások “átcsordulnak” a lengyelországi piacra („volatility spillover”).

Kohler (2001) több aspektust is megvizsgál a feltörekvő piacok indexhozamainak volatilitásával kapcsolatosan: A volatilitás-aszimmetria tekintetében arra a következtetésre jut, hogy a londoni FTSE indexhez képest a közép-európai indexek (BUX, PX50, RTS, SAX, SBI, TALSE, WIG) ugyanazt az aszimmetriát mutatják, nevezetesen a csökkenő trendű piacok esetén tapasztalható nagyobb volatilitás. Továbbmenve, a közép-európai piacok volatilitása sokkal „agresszívebb” rezsimváltásokon megy át, mint a FTSE, amit a volatilitás megváltozásának gyorsabb üteme is jelez. A volatilitás rezsimváltásainak modellezésére a szerző a Markov-féle rezsimváltó modellt ülteti gyakorlatba. A már említett, „emlékezet nélküli” Markov láncokat a rezsimek közötti átmeneti valószínűségek mutatják, amelyek a BUX esetében is jól körülhatárolják a nagy és a kis volatilitású időszakokat.

Rockinger-Urga (2000b) cikke a nemlineáris függőséget vizsgálja a feltörekvő piacokon, Magyarország esetén azt az igen meglepő következtetést szolgáltatva, hogy a pozitív tőkepiaci hírek nagyobb volatilitást eredményeznek, mint a negatív hírek.

Varga – Rappai (2002) a nemlineáris volatilitás GARCH típusú modellezését végzi a magyar tőkepiacon egyedi részvények és alkalmasan megszerkesztett portfóliók esetén egyaránt. A tanulmány célja a CAPM modell béta együtthatóinak jobb (mindenekelőtt hatásosabb) becslése az 1998-2000 időszakban. A GARCH modell alkalmazása azért is szükséges, mert a legkisebb négyzetek módszerével végzett béta becslések hibatagjai heteroszkedasztikusak. A fejlett tőkepiacokon végzett tesztek eredményével összhangban, ebben a cikkben is jelentősen javul a modell magyarázó ereje a GARCH alkalmazását követően.

A magyar szerzők között Zsembery (2003) tárgyalja a volatilitás-mosoly jelenségét és sikeresen használja fel a magyar opciós piac konzisztens árazásának vizsgálatára. Csávás-Gereben (2005) a Magyar Nemzeti Banknak végzett tanulmányuk („Hagyományos és egzotikus devizaopciók a magyar devizapiacón”) következtetéseiben így fogalmaznak: „A piaci szereplők által jegyzett opciós árak értelmezésekor ugyanakkor tekintettel kell lenni a lehetséges torzító tényezőkre, például a piaci konvenciók szerint alkalmazott Black–Scholes árazóképlet torzításaira, ami eltérítheti az implikált volatilitásokat a várakozásoktól”<sup>44</sup>.

Végül az **erős hatékonysági formának** ellentmondó anomáliákról is ejteni kell néhány szót.

Az erős hatékonyságnak ellentmondó anomáliákat is ebben a fejezetben tárgyalom, hiszen egyfelől az anomáliák kimutatásának módszertana nagyon hasonló a közepes és az erős formák esetén: mindkét esetben valamiféle kockázattal korrigált abnormális hozamnak a teszteléséről van szó, éppen ezért a legtöbb, közepes hatékonyságot tesztelő esettanulmány egyben az erős hatékonysági fokot is teszteli.

Másfelől az erős hatékonysági forma a legszigorúbb, még a hatékonyabbnak számító fejlett nyugati tőzsdéken is ritkán teljesül. Ennélfogva a szakirodalom igen kevés teret szentel az erős hatékonysági formának ellentmondó anomáliáknak a másik két hatékonysági formának ellentmondó tekintélyes méretű anomália-irodalomhoz képest.

A II.1.4.alfejezetben tárgyaltam a hatékonyság különböző formáinak tesztelését a fejlett tőkepiacokon. Az erős hatékonyság tesztelésekor a bennfentes információk jelenlétét, az intézményes portfóliók abnormális teljesítményét, illetve az elemzők előrejelzési képességeit emeltem ki, mint olyan változókat, amelyek tesztelésével az erős hatékonyságról ítéletet alkothatunk. Ott arra is kitértem, hogy az erős hatékonysági forma megsérülése esetén

---

<sup>44</sup> Csávás-Gereben (2005), 51.old.

milyen klasszikus magyarázatokat találtak a hatékony vagy kvázi-hatékony forma hívei (többlet-információ megszerzésének és feldolgozásának költségei).

Születtek azonban viselkedéstani magyarázatok arra nézve, hogy miként lehet a pénzügyi elemzők előrejelző képességéből kiindulva megmagyarázni az erős hatékonyság sérülését.

De Bondt és Thaler (1990) megvizsgálják, hogy az általuk kimutatott reverziós és lendülethatás mögött meghúzódó túlreagálási hipotézis mennyire állja meg a helyét a szakmai befektetők, az értékpapír-elemzők körében. Azt találják, hogy a korábban egyetemi hallgatók körében kimutatott túlreagálás nagyon hasonlóan megnyilvánul az értékpapír-elemzők körében is. A szerzők továbbmenve azt is kimutatják, hogy nemcsak a tőkepiaci, hanem a devizapiaci árfolyamok és egyéb makrogazdasági mutatók elemzésekor is az elemzők a túlreagálás csapdájába esnek

Jegadeesh, et al. (2004) megmutatják, hogy az elemzők befektetési tanácsaikban hajlamosak a “növekedési”, “pompás” (“glamour”) részvények felé hajlani, amelyek múltbeli teljesítménye, értékelési mutatói (P/E) illetve kereskedési volumene igen magas volt. Továbbá Irvine (2003) azt is kimutatja, hogy általában a részvények likviditása növekszik az elemzők általi lefedettség (“coverage”) növekedésével.

Ezen utolsó fejezet lezárásaként egy összesítő táblázatban foglalom össze az egyes hatékonysági kategóriáknak ellentmondó anomáliákat és az azokra kifejlesztett viselkedéstani magyarázatokat (26. táblázat).

	<b>Anomália</b>	<b>Viselkedéstani magyarázat</b>
Gyenge hatékonyságnak ellentmondó anomáliák	Kalendarisztikus anomáliák (január-hatás, hétvége hatás)	Mentális könyvelés, reprezentativitási heurisztika, „Kirakati hatás”
	Reverzió-lendület	Túl- illetve alulreagálás, reprezentativitási heurisztika BSV, DHS modellek
	„Ragadós” árfolyamok	Diszpozíciós hatás, Kognitív disszonancia, megbánás
Közepes és erős hatékonyságnak ellentmondó anomáliák	Érték alapú anomáliák	Túl- illetve alulreagálás, ügynöki problémák
	Osztalékrejtély	Mentális könyvelés, konzervativizmus ügynöki problémák
	Részvényprémium-rejtély	Mentális könyvelés + veszteségkerülés= Rövidlátó veszteségkerülés
	Kereskedési volumen – többlet	Túlzott önbizalom
	Spekulatív buborék – tőzsdekrach	Kognitív disszonancia, pánik, csordaszellem, információ-zuhatag
	Volatilitás többlet	zajos kereskedés, kulturális, pszichológiai tényezők
	Volatilitás klasztereződés	Heterogén informálódás, magatartásbeli váltások
	Volatilitás-mosoly	Szubjektív döntési súlyfüggvény
	Téves előrejelzések	Túl- illetve alulreagálás, ügynöki problémák

26. táblázat. Tőkepiaci anomáliák és lehetséges viselkedéstani magyarázataik

## **V. ÖSSZEGZÉS, BEFEJEZÉS**

### **V.1. AZ ÉRTEKEZÉS ÉRDEMI KÖVETKEZTETÉSEIKÉNT MEGFOGALMAZHATÓ TÉZISEK**

Az értekezés egyes fejezetein végighaladva és a bevezető részben megfogalmazott hipotéziseket megvizsgálva az alábbi végső tézisek megfogalmazásához jutottam el (az egyes tézisek rövid összefoglalása következik, az egyes fejezetek végén részleteztem a tézisek mögött álló gondolatmenetet, empíriákat, szakirodalmat):

#### **1. TÉZIS: A FELTÖREKVŐ TŐKEPIACOK LEGALÁBBIS KONVERGÁLNAK A HATÉKONYSÁG FELÉ.**

A második részben szelektíven ismertettem a hatékonyság empirikus tesztelésének legfőbb konklúzióit. Az egymásnak ellentmondó tanulmányok, tesztelési eredmények között nehéz mérlegelni a pro- vagy kontra hatékonyság táborainak súlyát, de az a következtetés levonható, hogy a tesztelések által feltárt előrejelezhetőségek nagyon ritkán vezettek gazdaságilag szignifikáns nyereséghez, miután az adókat, tranzakciós költségeket és nem utolsósorban az információszerzés- és feldolgozás költségeit is számításba vettük.

Ebből és a feltörekvő piacokra (köztük a magyarországi piacra is) vonatkozó empirikus eredményekből valamint saját számításaimból az az első tézisként megfogalmazható eredmény körvonalazódik, hogy a tőkepiacok legalábbis nem tökéletes értelemben hatékonyak. A hatékonyság gyenge, közepes vagy erős formájának hagyományos, hármas kategorizálása nehézkes, hiszen a hatékonyság sérülése legtöbbször mindhárom forma sérülését jelenti (nehéz szétválasztani, hogy a múltbeli árfolyamalakulások kiaknázása, vagy a nyilvános vagy bennfentes információk kiaknázása okozták az abnormális hozamokat?). Számomra az értekezés második, a piaci hatékonyságot tárgyaló része azt mutatja, hogy a piacok nem hatékonyak tökéletesen, nem mutatható ki tökéletes véletlenszerűség egyértelműen minden módszertani eszközzel. Igenis sokszor áll fenn lineáris vagy nemlineáris függés, azonban ezek az anomáliák nem stabilak az időben és nem is aknázhatók ki, így a piacok a Grosman-Stiglitz (1980)-féle értelmezésnek megfelelő nem tökéletes hatékonyság állapotában vannak vagy legalábbis, a feltörekvő piacok esetén, arrafelé tartanak.

Mindezt a fejlett piacok esetében már megfogalmazták, ezért jelen dolgozat téziseként csak a feltörekvő piacok esetére vonatkozó állítást fogalmazhattam meg.

## **2. TÉZIS: A KUMULATÍV KILÁTÁSELMÉLET ÉS A FŐÁRAMLATÚ MODELLEK BIZONYOS FELTÉTELEK MELLETT UGYANAZOKHOZ AZ EREDMÉNYEKHEZ VEZETNEK.**

Ugyancsak a második részben külön fejezetet szenteltem annak a kérdésnek, hogy vannak-e olyan feltételek, és ha igen, melyek ezek, amelyek mellett a pénzügyi viselkedéstan modelljei összeegyeztethetők a főáramlatú árfolyam-modellekkel. Bár ez egy igen fontos kérdés, mégis a szakirodalomban némiképpen leszűkítve jelentkezik, hiszen főként arról értekeznek a különböző szerzők, hogy a kilátáselmélet és a tőkepiaci árfolyamok modellje (CAPM) között hogyan teremthető konszenzus.

A válasz érdekében a két paradigmarendszer feltételrendszereihez kell visszanyúlni. Az egyik legfontosabb következtetés, hogy a hozamok normális eloszlása, és a kilátáselméleti értékfüggvény megfelelő megválasztása esetén a kilátáselméletből kiindulva levezethetővé válnak a CAPM olyan paradigmái, mint a kockázat-hozam átváltás, a tőkepiaci egyenes, és az arbitrázsmentes tőkepiaci egyensúly.

Ezt a kérdéskört azonban nem gondolom megnyugtatóan lezártnak, hiszen nem tartom valószínűnek, hogy a kilátáselmélet premisszái közé különösebb problémák nélkül beilleszthető a tőkepiaci hozamok normális eloszlása, tudva lévén, hogy éppen a kilátáselmélet függvényeinek sajátosságai és a piaci mikrostruktúra tényezői miatt valószínűsíthető, hogy a viselkedéstani heurisztikák csak ritkán eredményezik a hozamok normális eloszlását.

## **3. TÉZIS: A VISELKEDESTANI HEURISZTIKÁK, TORZÍTÁSOK IDŐBEN ÉS TÉRBEN ÁLTALÁBAN NEM ÁLLANDÓAK, NEM FORMALIZÁLHATÓK ÉS NEM ÁLTALÁNOSÍTHATÓK**

Saját kérdőíves kutatásom eredményeit a hasonló, mások által végzett kutatásokkal egybevetve, adódott az a következtetés, hogy a pénzügyi viselkedéstani heurisztikák, kognitív torzítások tettenérése nem egyszerű, kevés az olyan, elmélet által megjósolt heurisztika, amelyről egyöntetűek lennének a kérdőíves eredmények.

A legtöbb kutatásban megerősített heurisztikák: a Kahneman-Tversky (1979)-féle aszimmetrikus kockázati magatartás, a Benartzi-Thaler (1995) által posztulált rövidlátó

kockázatkerülés, valamint a megbánás-kerülés, diszpozíciós hatás. A saját kutatási eredményeim e három hatás közül csak a rövidlátó kockázatkerülést nem tudták kimutatni. Ezeken túlmenően úgy gondolom, hogy még azon heurisztikák esetén is, amelyek tekintetében egyetértés tapasztalható, nagyon nehéz tőkepiaci árfolyam-modellt vagy értékelési eljárást építeni a heurisztikák, torzítások alapján.

A pénzügyi viselkedéstan igen sokfajta modelljéből minden jel szerint a Tversky-Kahneman (1992) - féle kumulatív kilátáselmélet emelkedik ki a leginkább. További modellek, amelyekre a hatékonyságot erősítő szerzők is (köztük Fama is) igen sokat hivatkoznak: a Barberis-Shleifer-Vishny (1998) rezsimeváltó modell, Benartzi - Thaler (1995) rövidlátó veszteségkerülése és Barberis-Huang-Santos (2001) modellje, amelyben az intertemporális fogyasztási allokációt kombinálják viselkedéstani változókkal.

A viselkedéstani modellek szigorú formalizációja az alapoktól kell, hogy kezdődjön. Amennyiben a tőkepiaci aktorok döntéshozatala a klasszikus racionalitással nem fér össze, úgy egy új axiómarendszerre lenne szükség, amely pontos matematikai definíciót ad a korlátozott racionalitásra vagy irracionalitásra hasonlóan ahhoz, ahogyan a Neumann-Morgenstern axiómarendszer egzaktul értelmezi a racionalitást. A pénzügyi viselkedéstan mai napig adós egy ilyen egyöntetűen elfogadott axiómarendszerrel.

#### **4. TÉZIS: A DOKUMENTÁLT TŐKEPIACI ANOMÁLIÁK MÓDSZERTAN-ÉRZÉKENYEK ÉS INSTABILAK**

A tőkepiaci anomáliák irodalma legalább ugyanannyira terjedelmes és szerteágazó, mint a hatékonyság tesztelésének irodalma, amelytől egyébként igen nehezen választható szét. Általánosságban ezek az anomáliák nem aknázhatók ki konzisztens módon, és időbeli dinamikájuk is azt mutatja, hogy hosszú távon a piac beárazza őket, végső soron felszámolódnak.

Saját kutatási eredményeim a reverziós és lendülethatás valamint az osztalékrejtély tekintetében azt mutatják, hogy az anomáliák kimutatása nagyon érzékeny a választott módszertanra. Az általam vizsgált reverziós hatás például a Budapesti Értéktőzsdén igazolódott, a Bukaresti Értéktőzsdén viszont nem, ott sokkal inkább lendülethatás megnyilvánulására lehet gyanakodni. A két eredményt összevetve valószínűsíthető, de nem bizonyított az átlaghoz visszahúzás ezen a két piacon. Az mindenesetre szembetűnő, hogy a kalendarisztikus anomáliák nagyon érzékenyek a vizsgálat időtávjára is, ugyanaz a folyamat mutathat lendületet bizonyos időtávon és reverziót egy másik időtávon.



A módszertani érzékenység egy másik vetülete ezeknek az anomáliáknak a gyenge előrejelző képessége, hiszen az adatbányászás és adatfűrkészés hatásai miatt sohasem lehetünk 100%-ig biztosak benne, hogy egy adott anomália valóban létezik-e vagy csupán a kitartó összefüggés-kutatás eredménye.

## V.2. AZ ÖSSZEGZŐ TÉZIS FELVEZETÉSE

Személyes meglátásom szerint a pénzügyi viselkedéstan legalábbis az alábbi korlátok miatt nem képes a jelenlegi formájában főáramlatú paradigmaként kiemelkedni:

1. **Az eltérő megközelítések közötti inkonzisztencia.** A pénzügyi viselkedéstan legalább három különböző módszertani apparátussal dolgozik: az egyiket a kognitív pszichológiára jellemző kérdőíves-kísérleti kutatás adja, melynek során különböző lottókat, kockázatos kimeneteket kell a vizsgált alanyoknak kiválasztani, beárazni. Ezek a fajta kísérletek bizonyos kognitív pszichológiai anomáliákat, heurisztikus gondolatmeneteket dokumentálnak. A második megközelítési mód a tőzsdei anomáliák vizsgálata elsősorban ökonometriai eszközökkel. Ilyenkor nyers árfolyam- és hozam adatok vizsgálata történik, azonban jellemzően nem derül fény a bizonyított anomáliák okaira. A harmadik elterjedt modell-család a matematikai-szimulációs modellek pl. BSV-DHS amelyben egy bizonyos fajta anomáliát egy konkrét matematikai modell specifikációiból vezetnek le. Igen gyakran véletlenszerű szimulációkkal is vizsgálják azt, hogy milyen eloszlásokat eredményeznek ezek az igen gyakran bonyolult matematikai modellek. Ezeknek a megközelítéseknek kétségtelen érdeme, hogy legalább megpróbálnak magyarázatot adni a különböző anomáliákra. Ellenben éles kritikának vethetők alá véleményem szerint egyrészt amiatt, hogy nem támasztják alá a matematikai specifikációt pszichológiai (pl. kérdőíves) eredményekkel, másrészt azért, mert számos eredményük a specifikus és sokszor igencsak korlátozó matematikai feltételekből adódik. Különösen nehézkesnek mutatkozik az anomália-szakirodalom és a viselkedéstani-kérdőíves-kísérleti megközelítések egységes elméletbe foglalása. Ez mindenekelőtt paradigmatis, de ugyanakkor módszertani akadályokba is ütközik. Kevés olyan modellel találkozhatunk, amely az anomália-irodalomban szokásos változók mellé viselkedéstani változókat is felsorakoztat.

2. **A modellek gyenge előrejelző ereje.** Az anomáliák jelentős része „utólagos dokumentáció” révén került leírásra, kutatásaim során nem találok olyan cikkekkel, tanulmányokkal, amelyek (a január és hétfő hatás kivételével) megbízható előrejelzést tudtak volna nyújtani bizonyos szezonális vagy éppen értékalapú anomáliára. Az adatfűrkészés

(„data snooping”) vagy másként említve, az „aki keres, az talál”<sup>45</sup> szindróma mélyen áthatja az anomáliák módszertani irodalmát, soha nem lehetünk biztosak abban, hogy a statisztikailag szignifikánsnak mutató jelenség vagy modell mennyire csak a véletlen eredménye, másként fogalmazva, mennyire lehetünk biztosak a modell teljesítményére azon a mintán kívül, amelyre azt eredetileg illesztették?

**3. A kísérlet és a jelenség közötti kölcsönhatás.** A vizsgált jelenség és a mérőműszer között kölcsönhatás van, a kísérlet maga megváltoztatja a kutatni kívánt valóságot (Heisenberg-féle határozatlansági elv). A híres kvantummechanikai hasonlat azt gondolom, jelen esetben is helytálló, hiszen például a kérdőíves kísérletek eredményeit igenis befolyásolja az, hogy ellenőrzött körülmények között, hús-vér emberek töltik ki azt, akik tudatában vannak, hogy ők egy kísérlet tárgyai, sokszor sejtenek bizonyos elvárt válaszokat, stb. Ilyen szempontból ígéretesnek mutatkozik a „neuroeconomics” irányzat (Camerer et al, 2003), amely valós időben, tehát például tőzsdei tranzakciók lebonyolítása közben méri objektív, elektrofiziológia műszerekkel a kereskedők kognitív és emocionális jellemzőit. Ez azonban egy meglehetősen friss irányzat, távol áll még attól, hogy zárt modelleket szolgáltasson a pénzügytan számára.

Mindazonáltal a pénzügyi viselkedéstan két igen értékes hozzájárulást adott a pénzügytannak. Elsősorban arra derült fény, hogy az egyének sokkal inkább a kilátáselmélet<sup>46</sup> elvei szerint és nem a várható hasznosság modelljének megfelelően hozzák értékpapír-értékelési és kereskedési döntéseiket. Számos további kísérlet igazolta a nyereség-veszteség aszimmetriát valamint a döntési helyzetek megfogalmazásának, keretezésének jelentőségét („lehorgonyzás”, „mentális könyvelés”). Statman (1999) szavaival élve: „A standard pénzügytan racionális embert feltételez, míg a pénzügyi viselkedéstan normális embereket.”

Az igazi nagy kérdés továbbra is az, hogy a piac egésze képes-e megszüntetni, kiegyenlíteni az egyéni befektetők-aktorok döntési irracionalitásait, képes-e az arbitrázs megteremteni a hatékonyságot? A pénzügyi viselkedéstan szerint egyértelmű nem a válasz, de ez már nem csupán viselkedéstani, hanem intézményes alapon, hiszen az arbitrázs korlátozott (kockázatos és költséges).

Statman szerint a következő ponton történhet a „megbékülés” a hatékonyság-elmélet és a pénzügyi viselkedéstan között:

<sup>45</sup> Úgy vélem, ennek a kifejezésnek nincs még egy általánosan elfogadott egységes magyar nyelvű megfelelője

<sup>46</sup> Egészen pontosan a kumulatív kilátáselmélet

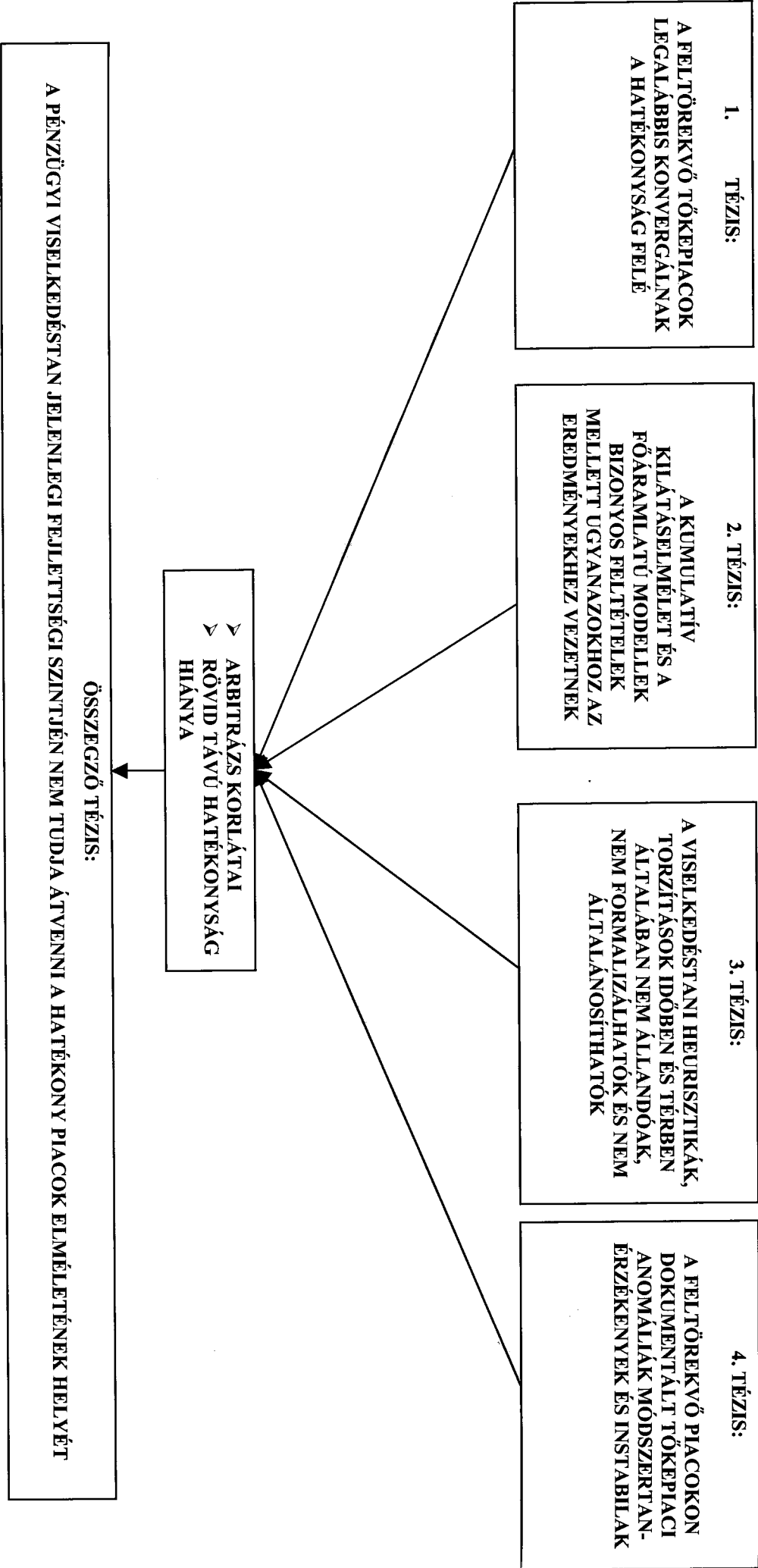
- (1) Az egyének nem képesek szisztematikusan, megbízható modellek alapján túlteljesíteni a piacot (a piaci hatékonyság a legáltalánosabb, leggyengébb értelemben teljesül)
- (2) Az árfolyamok (és általában az árak) nemcsak a fundamentális változókat, hanem emotív-kulturális-társadalmi tényezőket is tükröznek.

Felmerül továbbá a kérdés, hogy amennyiben nem sikerül egy átfogó viselkedéstani elveken és változókon nyugvó árazási modellt létrehozni, akkor érdemes-e illetve eléggé tudományos-e viselkedéstani modellt kidolgozni a kivételes esetekre, az „outlierekre”, a tőzsdei vagy általános pénzügyi válsághelyzetekre? Első kérdésre az igen válasz álláspontján helyezkedem el, hiszen a szinte minden évtizedben egyszer megjelenő globális pénzügyi válságok anyagi-politikai-szabályozási következményei mindenképpen igazolják egy ilyen modell létjogosultságát. A második kérdés tekintetében pedig valószínűsítem, hogy ameddig csupán a kivételekre képes megbízható modelleket adni, addig a pénzügyi viselkedéstan, bármennyire is hasznos eszköz, csupán „másodhegedűs”, kiegészítő paradigma maradhat a főáramlatú pénzügytan mellett. A kivételes helyzetek előtérbe állításáért és általában a „túl érdekes történetek, anekdóták” idézéséért vádolja a Nobel-díjas Merton Miller is a pénzügyi viselkedéstan művelőit egy klasszikus, sokat idézett vitában amely 1985-ben zajlott a Chicago-i Egyetemen (Shefrin, 2002). Összességében tehát a hatékonyság hosszú távon nem vethető el, a pénzügyi viselkedéstan (mint ahogy más alternatív elméletek, pl. a mikrostruktúra-elmélet) sem tud a főáramlatú modelleknél valóságghűbb árazási, fundamentális értéket meghatározó formulát előállítani, azonban a rövid távú kilengéseket és a volatilitás-többletet igenis jobban meg tudja magyarázni. Véleményem szerint ez annak köszönhető, hogy rövid távon az arbitrázs korlátai és a piaci mikrostruktúra sajátosságai hangsúlyos szerephez jutnak.

A 4. tézist felvezető IV.1. és IV.2. alfejezetekben igen ellentmondásos, inkonzisztens eredmények születtek az egyes tőkepiaci anomáliákkal kapcsolatosan, viszont az előbbi gondolatmenet az anomáliákat magyarázó pénzügyi viselkedéstan létjogosultsága mellett foglal állást. Ezért a végső alparagrafust a következő kijelentésben tudnám szintetizálni, amely egyben az értekezésem központi, összegző tézise is (a 20. ábra összefoglalja a tézisrendszert):

**ÖSSZEGZŐ TÉZIS: A PÉNZÜGYI VISELKEDÉSTAN JELENLEGI FEJLETTSÉGI SZINTJÉN NEM TUDJA ÁTVENNI A HATÉKONY PIACOK ELMÉLETÉNEK HELYÉT.**

20. Ábra. Az értekezés tézisei



### V.3. MEGVÁLASZOLATLAN KÉRDÉSEK, A JÖVŐBELI KUTATÁSI IRÁNYOK KIJELÖLÉSE

Három igen eltérő megközelítés, paradigma próbálja megmagyarázni a tőkepiaci árfolyamok és hozamok alakulását, valamint az értékpapír-értékelést mai napig is.

**A hatékonyság és a főáramlatú elméletek hívei (többek között Fama, French, Merton).** Ők az első fejezetben bemutatott előrejelezhetőségi vizsgálatok, bolyongási tesztek valamint az eseménytanulmányok eredményei alapján a hosszabb távú hatékonyság elfogadására jutnak. Láttuk azt is, hogy a legtöbb esetben a tartós extrahozam lehetetlensége mutatja végeredményben a hatékonyság teljesülését. A tőkepiaci hatékonyság hipotézisét elfogadják a rövid távú ingadozásokat a racionális információk érkezésének szeszélyességével magyarázzák, valamint olyan objektív tényezőkkel, mint a kereskedések közötti minimális időtáv, információáramlás sebessége, stb.

**A pénzügyi viselkedéstan hívei (elsősorban Thaler, Shiller, Shleifer)** nagyrészt Shleifer (2000) álláspontján vannak, aki szerint nem mindegy, hogy milyen időtávon hatékony a piac. Ha csak hosszú távon képes megtalálni egyensúlyi árfolyamát, megtalálni az egyensúlyi értékeket, akkor a piac rövid távú (napon és heten belüli) alakulását a hatékonyság hiánya jellemzi.

Akik a pénzügyi viselkedést a rövid távú elemzési horizont miatt támadják, véleményem szerint elfeledkeznek a pénzügyi viselkedéstan atemporális modelljeiről. A Kahneman-Tversky féle kilátáselmélet és kumulatív kilátáselmélet tipikusan olyan összefüggéseket tárt fel a kockázatterzékelés torzulásairól, amelyek közvetlenül nem függenek a befektetési időtávtól<sup>47</sup>. Ez természetesen nem jelenti azt sem, hogy például a kilátáselmélet értékfüggvényének alakja valamiféle természettudományos egzaktágú modell. Az értékfüggvény bizonyítottan kultúra-függő és nagyon könnyen elképzelhető, hogy időben, az egyes generációk között is változásnak lesz kitéve. Ugyanakkor több anomáliával kapcsolatban is a hosszú távú hatékonyság fele való konvergálás mellett gyűl egyre több bizonyíték, de fontos, hogy a volatilitás-többlet és az árbuborékok viszont változatlanul, hosszú távon is fontos kockázati forrásként, hatékonyságot cáfoló jelenségekként mutatkoznak.

<sup>47</sup> Ugyanakkor természetesen nem függetlenek a mindenkori vagyonszinttől ezért közvetetten, az időben változó vagyonszinttel együtt az idő is befolyásolja a kockázatterzékelést.

A pénzügyi viselkedéstan hívei nem fogadják el a racionális információk áramlását a rövidtávú árfolyam-ingadozások magyarázataként, ehelyett különböző viselkedési heurisztikák, kognitív torzításokat azonosítanak a volatilitás-többlet („zaj”) forrásaként.

A **piaci mikrostruktúra** irodalmának hívei a piac szabályozási-infrastrukturális jegyeit és a piaci szereplők motivációit vizsgálják. Ezenkívül a mikrostruktúra modellekben gyakori a tőkepiaci szereplők kategorizálása (ügynök-alapú megközelítés): a likviditásbiztosító, heurisztikus, információ nélküli szereplők (bővebben lásd Miller (1977) vagy Andor-Ormos (2003)) motivációi kompenzálják a racionális (és jólinformált) szereplőkkel szembeni veszteségeket, azaz azt, hogy az árak racionális irányba való mozgása számukra várható veszteséget okoz.

Ami a téma jövőbeli kutatási irányait illeti, azt hiszem az elemzett téma tekintetében fokozottan érvényes az a megállapítás, hogy a válaszok (jelen esetben az értekezés válaszai) újabb kérdéseket szülnek.

A teljesség igénye nélkül felvázolok néhány területet, amelynek további kutatása elengedhetetlen ahhoz, hogy megvalósulhasson a jelenlegi főáramlatú hatékonysági modellek és az alternatív modellek (elsősorban a viselkedéstan modellek) közötti olyan szintézis, amely egységes, megfelelő magyarázó és előrejelző erővel rendelkező elmélettel tudna szolgálni a tőkepiaci szereplők és a gazdaságpolitikai döntéshozók számára.

1. Összhangot kell teremteni az egyes megközelítések módszertani apparátusai között.

Amint arról részletesen értekeztem, az eltérő módszertan sokszor eltérő eredményekhez vezet, igen sokszor az egyik fajta módszertan alkalmazói csak nagyon halvány elképzelésekkel rendelkeznek arról, hogy egy ugyanazt a jelenséget kutató másik módszertani irányzat milyen eredményeket ért el? Az egyes szaklapok, periodikák és konferenciák egyre mélyülő specializáltsága azonban korlátozza ezt a törekvést. Merton és Bodie (2005), akik alapvetően a hatékonyság-pártiakat képviselik, megtették az első lépéseket a három terület (főáramlat, mikrostruktúra és a pénzügyi viselkedéstan) szintetizálása felé, a pénzügyek funkcionális elméletének neoklasszikus, intézményi és magatartási perspektívába helyezésével. Ezt a szemléletmódot funkcionális és strukturális pénzügytannak („Functional and Structural Finance” – FSF) nevezték el.

2. A feltörekvő piacok esetén hosszabb távú idősorokat kell feldolgozni annak érdekében, hogy meggyőzően érvelhessünk a hatékonyság fele történő konvergencia mellett vagy ellen. Vannak-e olyan szabályozási és / vagy kulturális tényezők, amelyek állandó jelleggel meghatározhatják egy tőkepiac hatékonyságát vagy a hatékonyság hiányát? Milyen szerepük

van a piaci mikrostruktúra sajátosságainak a feltörekvő piacok hatékonyságának tekintetében? Milyen kapcsolat áll fenn a monetáris politika, a dezinflációs várakozások és az ezek nyomán létrejövő abnormális kötvénypiaci hozamgörbék valamint a tőkepiaci anomáliák között? Összességében nagy érdeklődésre tarthat számot egy olyan, makrogazdasági változókkal is dolgozó modell, amely kellő pontossággal tud diszkriminálni fejlődő és fejlett tőkepiacok között.

3. Az anomáliák és azokon belül is a reverziós- és lendülethatás tekintetében először is tisztázni kellene hosszabb idősorok (15-20 év) segítségével hogy valóban létezik-e a momentum-reverzió mintázat a hozamokban? Természetesen az is különös érdeklődésre tarthat számot, hogy a kontra, avagy anticiklikus stratégiák gazdaságilag mennyire szignifikáns nyereségekhez vezethetnek? Ugyanis csak a gazdasági és nem csupán statisztikailag szignifikáns többlethozam esetén állapíthatjuk meg a hatékony piacok elméletének nem teljesülését. Ehhez a jövőben az árfolyamnyereség-adó és a különböző tranzakciós költségek hatását is vizsgálni kellene, továbbá figyelembe kellene venni azt, hogy úgy a momentum-, mint a kontrastratégiák esetén a rövidre eladás és lejáratok esetén, amelyek a tényleges kereskedésben szerepelnek. Másfelől pedig a lendület és reverzió jelenség okaira kell fényt deríteni. Azonosítani kell azokat a többletkockázatokat vagy a kockázati prémium időbeli változását, amelyek a hatékony piacok és a kockázat-hozam optimalizálás szempontjából, vagy a befektetők irracionális döntései oldaláról tudnák magyarázni a jelenséget.

4. A piaci mikrostruktúra szerepének a tisztázása. A piaci mikrostruktúra tematikáját igen sokszor a pénzügyi viselkedéstan paradigmájának részeként tárgyalják, ami minden bizonnyal nem teljesen helyes. Sok olyan infrastrukturális tényező van, amely objektív és nem szubjektív viselkedéstani okok miatt szab korlátokat az arbitrázsra és a hatékonyságnak. Ha sikerülne egyértelműen szétválasztani a mikrostruktúrális és a viselkedéstani tényezőket, akkor a tőkepiaci szabályozásnak vagy éppen a monetáris politikáknak erős eszközöket dolgozhatnánk ki arra nézve, hogy miként növelhető egy értékpapír-piac hatékonysága.

## VI. IRODALOMJEGYZÉK

### Szakcikkek, könyvek

1. **Abraham, A., F.J. Seyyed, S.A Alsakran, (2002).** Testing the random walk behaviour and. efficiency of Gulf Stock Market, *The Financial Review*, 37, 469-480
2. **Alexander, S.S. (1961):** „Price movements in speculative markets: trends or random walk” in Cootner (1964) pp. 199-218
3. **Altman, E., B Jaquillat, and M Levasseur (1974):** Comparative analysis of risk measures, France and the United States. *Journal of Finance*, 29(5), 1495-1511
4. **Amir, Rubin, (2005),** “A Rationale for the Market Maker Structure”, *Journal of International Finance and Economics* 2 (1), 84-97
5. **Andor György (2008):** Tőzsdei spekuláció, oktatási segédanyag, BME, Budapest
6. **Andor, György, Kertész, János, Zavadowski, Ádám, (2003):** Return Perdictibility in the Short Run, Working paper, BUTE.
7. **Andor György – Matukovics Gábor – Ormos Mihály (2004):** A Tulajdonosi érték jövedelemalapú mérésének egyes kérdései a magyar kis- és középvállalkozások gyakorlatában, *kézirat*, BME, Budapest
8. **Andor György, Ormos Mihály (2003):** Tőkepiaci árazódás, *kézirat, Budapesti Műszaki Egyetem*
9. **Andor György, Ormos Mihály és Szabó Balázs (1999):** Empirical tests of capital asset pricing model (CAPM) in the Hungarian capital market *Periodica polytechnica ser. Soc. Man. Sci.* Vol. 7, no. 1, pp. 47–61
10. **Ang – Chen (2007) :** The CAPM over the long run, *Journal Of Empirical Finance* 14 pp.1-40
11. **Ariel, R. A., (1987),** “A Monthly Effect in Stock Returns,” *Journal of Financial Economics*, 18, 161-174
12. **Asquith, Paul, and David W. Mullins (1986),** "Equity issues and offering. dilution," *Journal of Financial Economics*, 15, 61-89
13. **Auerbach, Alan J., (1979),** Share Valuation and Corporate Equity Policy, *Journal of Public Economics*, 11, 291-305.
14. **Babcock, L. and G. Loewenstein. (1997).** ‘Explaining Bargaining Impasse: The Role of Self-Serving Biases.’ *Journal of Economic Perspectives* 11: 109-126
15. **Bachelier, L. (1900),** "Théorie de la spéculation", *Annales Scientifiques de l'École Normale Supérieure* 3 vol. 17, 21-86
16. **Baillie, Richard T. & Bollerslev, Tim & Mikkelsen, Hans Ole, (1996).** "Fractionally integrated generalized autoregressive conditional heteroskedasticity”, *Journal of Econometrics*, 74, 3-34
17. **Baker, H. Kent and Gail E. Farrelly, (1988)** Dividend Achievers: A Behavioral Perspective, *Akron Business and Economic Review*, 19, 79-92.
18. **Bakonyi Z., Décsy J., Lauf L., Tasnádi M (2004):** Tőke- és pénzpiacok, Perfekt, Budapest
19. **Ball, R. and Brown, P. (1968),** "An Empirical Evaluation of Accounting Income Numbers," *Journal of Accounting Research*, Vol. 6, No. 2: 159-178
20. **Banz, R. (1981),** ‘The Relationship Between Return and Market Value of Common Stock’, *Journal of Financial Economics*, (March), pp.3-18.



21. **Barber, Brad M. and Terrance Odean (2001)**, "Boys will be Boys: Gender, Overconfidence, and Common Stock Investment", *Quarterly Journal of Economics* 116, pp. 73-92
22. **Barberis, A., A. Shleifer and R. Vishny (1998)**, 'A Model of Investor Sentiment', *Journal of Financial Economics*, 49, pp.307-343.
23. **Barberis, N. – M. Huang (2007)**: Stocks as Lotteries: the Implications of Probability Weighting for Security Prices , NBER working paper
24. **Barberis, Nicholas, Ming Huang and Tano Santos (2001)**. "Prospect Theory And Asset Prices," *Quarterly Journal of Economics*, , v116(1, Feb), 1-53
25. **Basu, S., (1977)**, Investment Performance of Common Stocks in Relation to their Price-Earning Ratios: a Test of the Efficient Market Hypothesis, *The Journal of Finance*, pp. 663-682.
26. **Bates, D.S. (2000)**, "Post-87 Crash Fears in the S&P 500 Futures Option Market", *Journal of Econometrics*, 94(1/2), 181-238.
27. **Baxter - Rennie (2007)**: Pénzügyi kalkulus, Typotex Budapest
28. **Bedő Zsolt- Rappai Gábor (2006)**: Is there causal relationship between the value of the news and stock returns? *Statisztikai szemle* 10/2006 pp. 81-99
29. **Bekaert, G., Harvey, C. (1997)**, "Emerging equity market volatility", *Journal of Financial Economics*, Vol. 43 pp. 29-77
30. **Bélyácz Iván (2001)**: Befektetés-elmélet, JPTE, Pécs
31. **Benartzi, S., Thaler, R. H (1995)** „Myopic loss aversion and the equity premium puzzle”. *Quarterly Journal of Economics* vol.110 pp. 73-92
32. **Benartzi, S., Thaler, R. H (2001)** „Naive diversification strategies in defined contribution plans” *American Economic Review*, 91 pp 79-98
33. **Benczúr - Simon – Várpalotai (2003)**: Fiskális makropolitika és a növekedés elemzése kalibrált modellel, MNB Füzetek, 2003/13.
34. **Bera, Anil K.; Carlos M. Jarque (1980)**. "Efficient tests for normality, homoscedasticity and serial independence of regression residuals". *Economics Letters* 6 (3): 255–259
35. **Bhattacharya, Sudipto, (1979)**, Imperfect Information, Dividend Policy, and "the Bird in the Hand" Fallacy, *Bell Journal of Economics*, 10, 259-270.
36. **Black F. (1976)**, "Noise", *Journal of Finance*, vol. 41, pp. 529-543
37. **Black, F.- Scholes, M. (1973)**: „The pricing of options and corporate liabilities”, *Journal Of Political Economy* vol. 81, 637-54
38. **Black, F., (1972)**, “Capital Market Equilibrium with Restricted Borrowing,” *Journal of Business*, 45,444-454.
39. **Black, F., Jensen, M., Scholes, M. (1972)**. The capital asset pricing model: some empirical tests. In: Jensen, M. (Ed.), *Studies in the Theory of Capital Markets*. Praeger, New York, NY.
40. **Blanchard O J (1979)**: Speculative bubbles, crashes and rational. expectations *Economics Letters* 3 387–9
41. **Bodie-Kane-Marcus (2005)**: Investments, McGraw-Hill, New York
42. **Bollerslev, Tim (1986)**. "Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", *Journal of Econometrics*, 31:307-327,
43. **Bollerslev, Tim, Andersen G. Torben (1996)**. "Heterogeneous Information Arrivals and Return Volatility Dynamics: Uncovering the Long-Run in High Frequency Returns" working paper NBER
44. **Borak, S., Detlefsen, K. and Härdle, W (2005)**. FFT Based Option Pricing. Discussion Paper 2005-11, Humboldt Universität zu Berlin.

45. **Borys M. (2007):** Testing multi-factor asset pricing Models in the visegrad countries, working paper, Charles University, Prague
46. **Brealey, RA and Myers, S.C. (2000).** Principles of Corporate Finance, 6th Edition. *The McGraw-Hill Companies*, New York
47. **Breeden, D., (1979)** "An Intertemporal Asset Pricing Model with Stochastic Consumption and Investment Opportunities," *Journal of Financial Economics*, 7, 265-296.
48. **Brennan M. and A. Kraus (1987),** "Efficient Financing under Asymmetric Information," *Journal of Finance*, 42, pp. 1225-1244.
49. **Brennan, Michael J., (1970):** Taxes, Market Valuation, and Corporation Financial Policy, *National Tax Journal*, 23, 417-427.
50. **Brock, W. A., Dechert, W. D., LeBaron, B., and Scheinkman, J. A. (1996),** "A Test for Independence Based on the Correlation Dimension," *Economic Review*, 15, 197-235.
51. **Brock, W., Lakonishok J and LeBaron, B (1992).** Simple Technical Trading Rules and the Stochastic Properties of Stock Returns. *The Journal of Finance* 47, 1731-1764
52. **Brooks, R. M. – Patel, A. - Su T (2003):** „How the Equity Market Responds to Unanticipated Events", *Journal of Business*, , vol. 76, no. 1 pp. 109-133
53. **Brooks, C., G. Persaud (2001)** 'Seasonality in Southeast Asian Stock Markets: Some New Evidence on Day-of-the-Week Effects' *Applied Economics Letters* 8 vol. 2, 199-213.
54. **Brouwer, I., Van Der Put, J., and Veld, C., (1997)** 'Contrarian investment strategies in a European context', *Journal of Business Finance & Accounting*, Vol. 24, , pp. 306-386.
55. **Brown Stephen J., Warner Jerold B. (1980)** Measuring security price performance, *Journal Of Financial Economics* 8 (1980) pp. 205-25.
56. **Brown, D. and J. Jackwerth, (2004)** "The Pricing Kernel Puzzle: Reconciling Index Option Data and Economic Theory", WP University of Konstanz.
57. **Brown, D., Goetzmann, and Ross, (1995),** "Survival" *Journal of Finance* 50, 853-873.
58. **Brunnemeier M.K.(2001):** Asset pricing under assymetric information: Bubbles, Crashes, Technical Analysis and Herding, *Oxford University Press*, Oxford, U.K.
59. **Camerer, Colin F.(2003):** Behavioral Game Theory: Experiments in Strategic Interaction, Princeton University Press
60. **Camerer, Loewenstein, Prelec (2003):** "Neuroeconomics: how neuroscience can inform economics?", Carnegie Mellon University
61. **Campbell - Cochrane (2000).** "Explaining the Poor Performance of Consumption-based Asset Pricing Models," *Journal of Finance*, vol. 55(6), pp 2863-2878
62. **Campbell, J.Y., Lo, A.W. and McKinlay, A.C. (1997),** The Econometrics of Financial Markets, Princeton University Press
63. **Campbell, John Y. and Shiller, Robert J., (1989):** "Stock Prices, Earnings and Expected Dividends", *Journal of Finance* 43: 661-676
64. **Carhart, M. (1997)** On Persistence in Mutual Fund Performance, *Journal of Finance* 52 (1): 57-81.
65. **Chan, K., Y. Hamao, and J. Lakonishok (1991),.** "Fundamentals and Stock Returns in Japan." *The Journal of Finance*, vol. 45, no. 5 pp.1739-64.
66. **Chen, Kim, O.M. Rui, and J.R. Nofsinger, (2005).** "Investing experience and behavior: Evidence from China," working paper
67. **Chopra, Lakonishok, Ritter (1992)** Measuring abnormal performance: Do stocks overreact? *Journal of Financial Economics*, April, pp. 235-268
68. **Claessens, S., Dasgupta, S., Glen, J. (1995),** "Return behaviour in emerging stock markets", *The World Bank Economic Review*, Vol. 9 pp.131-51.
69. **Cochrane J. (2005):** Asset Pricing, revised Edition, Princeton University Press

70. **Codirlasu, A (2000):** „Testarea eficienței informaționale a pieței românești de capital”, (A romániai tőkepiac információs hatékonyságának tesztelése) PhD Értekezés, Bukaresti Közgazdaságtani Akadémia (ASE)
71. **Conrad, J. – Kaul, G. (1993):** Long-term overreaction or biases in computed returns? *Journal of Finance*. 48. évf. 1. sz. 39–63. old.
72. **Constantinides, George M. (1990).** "Habit Formation: A Resolution of the Equity Premium Puzzle," *Journal of Political Economy* vol. 98:519-43
73. **Cooper M.J. – McConnel J.J. – Ovtchinnikov A.V. (2006):** The other January effect, *Journal of Financial Economics* 82 315–341
74. **Cootner P. (1964),** *The random character of stock market prices*, Cambridge, MIT Press
75. **Cowles, A. (1933):** Can stock market forecasters forecast?, *Econometrica* 1 (3), pp. 309–324.
76. **Cox JC, Ross SA and Rubinstein M. (1979):** “Options pricing: a simplified approach”, *Journal of Financial Economics* vol. 7, 229-263
77. **Csávás Cs. és Gereben Á. (2005),** „Hagyományos és egzotikus opciók a magyar devizapiacon”, MNB Műhelytanulmányok 35
78. **Csontos László (1995):** Fiskális illúziók, döntéelmélet és az államháztartás reformja. *Közgazdasági Szemle*, XLII. évf., 12. sz. 1118-1135. o
79. **Damasio, R. (1994):** „Descartes' Error: Emotion, Reason, and the Human Brain”. G.P. Putman and Sons, New York
80. **Daniel, Kent; David Hirshleifer; Avanidhar Subrahmanyam (1997);** „A Theory of Overconfidence, Self-Attribution, and Security Market Under- and Over-reactions” working paper
81. **Darasteanu, Catalin Cristian (2002):** “Testing CAPM on stocks traded at Bucharest Stock Exchange”, Pagina Pietei de Capital din Romania ([www.kmarket.ro](http://www.kmarket.ro))
82. **De Bondt Werner FM. Thaler, Richard H. (1990):** Do Security Analysts Overreact? *The American Economic Review*, Vol. 80, No. 2, 52-57. May,.
83. **De Bondt, W.F.M. and. Thaler R.H (1985),** ‘Does the Stock Market Overreact?’ *Journal of Finance*, 40, pp. 793-808.
84. **De Giorgi, Enrico, Thorsten Hens, and Haim Levy (2004):** “Existence of CAPM. Equilibria with Prospect Theory Preferences,” Working paper
85. **DeGiorgi E. (2005):** “Reward-Risk Portfolio Selection and Stochastic Dominance,” *Journal of Banking and Finance*, 29(4), 895–926.
86. **DeLong, J.B., Schleifer, A., Summers, L.H. and J. Waldmann (1990)** “Positive Feedback and Destabilizing Rational Speculation,” *Journal of Finance*, vol. 45, pp. 379-395.
87. **Dennis, Patrick, and Stewart Mayhew (2000).** "Implied Volatility Smiles: Evidence From Options on Individual Equities." Working Paper, University of Virginia.
88. **Derman (1994):** Riding on a Smile, *Risk Journal*, 7, 32
89. **Dickey, D.A. and W.A. Fuller (1979),** “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74, p. 427–431.
90. **Dima., B. – Pirtea, M. – Murgea A. (2006):** „Testarea eficienței informaționale a pieței financiare din Romania” (A romániai pénzügyi piac információs hatékonyságának tesztelése), *Economie teoretica si aplicata* nr. 1 / 2006 43-47 old.
91. **Dunbar, Nicholas (2005):** Talált Pénz - A Pénzpiacok Természetrájza Panem, Budapest
92. **Dybvig, P. and J. Ingersoll, (1982),** Mean-variance theory in complete markets, *Journal of Business* 55., 233-251
93. **Easterbrook, Frank H., (1984):** Two Agency-Cost Explanations of Dividends, *The American Economic Review*, 74, 650-659.

94. **Elton, E., M. Gruber, S. Das and Hlavka, M. (1993):** Efficiency with costly information: A reinterpretation of evidence from managed portfolios *Review of Financial Studies* 6, 1-22
95. **Emerson, Rebecca, Stephen G. Hall, and Anna Zalewska-Mitura, (1997),** "Evolving Market Efficiency with an Application to Some Bulgarian Shares", *Economics of Planning* 30, pp. 75-90.
96. **Engle, R. F., D. Lilien, and R. Robins, (1987),** "Estimating Time Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH-M Model," *Econometrica*, 55, 391-408
97. **Engle, R.F. (1982).** "Autoregressive Conditional Heteroscedasticity with Estimates of Variance of United Kingdom Inflation", *Econometrica* 50 pp. 987-1008,.
98. **Errunza, V. and E. Losq, (1985):** International asset pricing under mild segmentation: theory and test, *Journal of Finance* 40, 105-124
99. **Fama E. F. (1965)** The Behaviour of Stock Prices, *Journal of Business*, 38, pp.34-105,
100. **Fama E. & Kenneth R. French, (1999).** "The Corporate Cost of Capital and the Return on Corporate Investment," *Journal of Finance*, vol. 54(6), pp 1939-1967
101. **Fama, E. and J. MacBeth, (1973):** Risk, return and equilibrium: Empirical tests *Journal of Political Economy* 71 pp. 607-636
102. **Fama, E. F, (1998):** Market Efficiency, Long-term Returns, and Behavioral Finance, *Journal of Financial Economics* 49, 283-306
103. **Fama, E. F., and Kenneth R. French, (1992),** "The Cross-Section of Expected Stock returns," *Journal of Finance*, 47, pp. 427-465
104. **Fama, E. F., and Kenneth R. French, (1996),** "Multifactor Explanations of Asset Pricing anomalies," *Journal of Finance*, 51, pp. 55-84
105. **Fama, E.F., (1991),** Efficient Capital Markets: II, *Journal of Finance* 46, 1575-1617.
106. **Fama, E. F., Fisher Lawrence, Jensen, Michael C. and Roll, Richard (1969),** "The Adjustment of Stock Prices to New Information," *International Economic Review* vol. 10, pp. 1-21
107. **Fama. E F. Harvey Babiak (1968):** Dividend Policy: An Empirical Analysis.. *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 63, No. 324, 1132-1161
108. **Farrar, Donald E. and Lee L. Selwyn, (1967):** Taxes, Corporate Financial Policy and Return to Investors, *National Tax Journal*, 20, 444-462.
109. **Fenyővári Zsolt (2004):** Fogyasztói racionalitás és versenyszabályozás in Czagány L. – Garai L. (szerk.): A szociális identitás, információ és a piac, JATEPress, Szeged
110. **Festinger, L. & Carlsmith, J. M. (1959).** Cognitive consequences of forced compliance. *Journal of Abnormal and Social Psychology*, 58, 203 – 210.
111. **Fishburn, P.C. (1982):** The Foundations of Expected Utility, Dordrecht: D. Reidel Publishing
112. **Fokasz, Nikosz (2002):** „Nemlineáris idősorok - a tőzsde káosza?” , *Magyar Tudomány* 2002 október 10. sz. 1312-1329 old.
113. **Fortune, P. (1996).** "Anomalies in Option Pricing: The Black-Scholes Model Revisited," *New England Economic Review*, March/April, 17-40.
114. **Frankfurter, George M. and William R. Lane (1992):** The Rationality of Dividends, *International Review of Financial Analysis*, 1, 115-129.
115. **French, K. R., G. W. Schwert, and R. F. Stambaugh, (1987),** "Expected Stock Returns and Volatility," *Journal of Financial Economics*, 19, 3-29.
116. **French, K., J. Poterba. (1991).** Investor Diversification and International Equity Markets, *American. Economic Review* 81, May, 222-226
117. **Galesne, A. (1974)** Performances et Validité de la Méthode des Filtrés sur le Marché des Actions (1957-1971), Cerefia, Université de Rennes
118. **Garai László (1987):** *Társadalmi azonosság és tudat.* Doktori értekezés. Budapest

119. **Geweke, J., and Porter-Hudak, S. (1983)**, "The estimation and application of long memory time series models", *Journal of Time Series Analysis*, 4: 221–238
120. **Gibson, G. R. (1889)**. *The Stock Markets of London, Paris and New York* G. P. Putnam's Sons, New York
121. **Gilboa, Itzhak & Schmeidler, David (1992)**. "Case-Based Decision Theory," Discussion Papers 994, Northwestern University, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science
122. **Gilmore, Claire G. and McManus, Ginette M.(2001)**, "Random-Walk and Efficiency Tests of Central European Equity Markets" EFMA 2001 Lugano Meetings.
123. **Glosten, L. R.; Jagannathan R.; Runkle D. (1993)**: "On the Relation Between the Expected Value and the Volatility of the Normal Excess Return on Stocks," *Journal of Finance*, 48, pp. 1779-801.
124. **Goetzmann, W. N. and N. Peles (1993)**. Cognitive dissonance and mutual fund investors," Working paper, Yale School of Management.
125. **Graham, B.- Dodd, D.L (1951)**: Security analysis: Principles and techniques, *McGraw-Hill*, New York
126. **Granger, C. W. J. (1966)**. "The typical spectral shape of an economic variable". *Econometrica* 34: 150-161
127. **Granger, C. W. J. (1980)**. Long memory relationships and the aggregation of dynamic models. *Journal of Econometrics* 14, 227—238
128. **Greene & Fielitz (1977)**. Long-term dependence in common stock returns. *Journal of Financial Economics*, 4, 339-349.
129. **Grossman-Stiglitz (1980)**: On the impossibility of informationally efficient markets, *American Economic Review*, 70 (3), pp. 393-408
130. **Grubits László (1995a)**: A hatékony tőkepiacok elmélete és a Pick-részvény árfolyama I., *Bankszemle* 39. (3–4.), 42–53. o.
131. **Grubits László (1995b)**: A hatékony tőkepiacok elmélete és a Pick-részvény árfolyama II., *Bankszemle* 39. (5.), 21–28. o.
132. **Guyvarc'h A (1996)**: Conséquences des opérations d'initiés sur la composante d'asymétrie d'information de la fourchette, Cahier de recherche du CEREG, n° 9605
133. **Hajdu- Pintér- (Rappai- Rédey (1998)**: Statisztika II, Janus Pannonius Tudományegyetem, Pécs.
134. **Hall, S. and G. Urga (2000)** Testing for Time-Varying Stock Market Efficiency Using Russian Stock Prices, Working paper, IRMI, CUBS
135. **Hamada, R. S., (1972)** "The Effect of the Firm's Capital Structure on the Systematic Risk of Common Stocks," *Journal of Finance*, 27, 435-452
136. **Hamon.J and Jaquillat.B (1992)**, Le marché français des actions: Etudes empiriques 1977-1991, 1ière Edition, Finance
137. **Hátori Balázs (1998)**: Érzelemgazdaságtan. Kossuth, Budapest
138. **Hanoch, G., and H. Levy (1969)**: The Efficiency Analysis of Choices Involving Risk, *Review of Economic Studies* 36, 335-346.
139. **Harrison M and S. Pliska, (1981)**, Martingales and Stochastic integrals in the theory of continuous trading. *Stoch. Proc. & Appl.*, Vol. 11, pp. 215–260
140. **Hoguet, G. R (2005)**, "Strategic Asset Allocation and Emerging Markets", Essays & Presentations, www.ssga.com, January 2006
141. **Holbrook Working, (1949)** "The Theory of the Price of Storage," *American Economic Review*,. pp. 1254-1262
142. **Hosking, J.R.M. (1981)**. Fractional differencing. *Biometrika* 68, 165-176.
143. **Huang, B. (1995)** Do Asian stocks market prices follow random walks? Evidence from the variance ratio test. *Applied Financial Economics* 5, pp. 251-256,

144. **Hurley, Mark P., Thomas G. Fuller (1999):** Introduction to Behavioral Finance. Unpublished paper, Undiscovered Managers, LLC, Dallas
145. **Hurst E. H. (1951).** "Long-term storage capacity of reservoirs", Transactions of the American Society of Civil Engineers 116, p. 770-808
146. **Irvine, P. J., (2003),** "The Incremental Impact of Analyst Initiation of Coverage," *Journal of Corporate Finance*, 9(4), 431–451
147. **Jagannathan, Ravi & Wang, Zhenyu, (1996)** " The Conditional CAPM and the Cross-Section of Expected Returns," *Journal of Finance* vol. 51, pp. 3-53
148. **Jagric-Hriberník-Stajniko (2005):** The behavior of stock markets in transition economies – is there a transition effect? Proceedings of the 6th international conference of the faculty of management koper congress centre Bernardin, Slovenia, 24–26 november 2005
149. **Jegadeesh, N. and S. Titman, (1993)** „Returns to buying winners and selling losers: Implications for stock market efficiency”, *Journal of Finance* 48, 65-91
150. **Jegadeesh, N., Kim, J., Krische, S., Lee, C. (2004).** Analyzing the Analysts: When do Recommendations Add Value? *Journal of Finance*, 59: 1083 – 1124
151. **Jensen, M. (1968).** „The performance of mutual funds in the period 1945-1964”. *The Journal of Finance*, 23, pp. 389-416
152. **Jensen, Michael C. and William H. Meckling (1976):** „Theory of the Firm: Managerial Behavior, Agency Costs and Ownership Structure”, *Journal of Financial Economics*, 3, 305-360.
153. **Jensen, Michael C., (1986),** „Agency Costs of Free Cash Flow, Corporate Finance, and Takeovers”, *The American Economic Review*, 76, 323-329.
154. **Kahler, Jurgen (2001):** "The Information Efficiency of the Stock Markets in Central and Eastern Europe", in: M. Schröder (ed.), *The New Capital Markets in Central and Eastern Europe*
155. **Kahneman, D. and A. Tversky (1973),** ‘On the psychology of Prediction’, *Psychological Review*, 80, pp. 237-251
156. **Kahneman, D. and A. Tversky (1979).** “Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk,” *Econometrica*, 47: 263–291.
157. **Kahneman, Daniel and Amos Tversky, (1982),** „The Psychology of Preferences”, *Scientific American*, 246, 167-173.
158. **Karolyi, George Andrew and Stulz, René M., ( 2002).** "Are Financial Assets Priced Locally or Globally?" NBER Working Paper No. W8994
159. **Kasch-Haroutounian, Maria and Simon Price (2001).** Volatility in the Transition Markets of Central Europe, *Applied Economics* (United Kingdom) 33 (1): 93–105
160. **Keim D., (1983),** „Size related anomalies And stock returns seasonality: further empirical evidence”, *Journal of Financial Economics*, june pp. 13-32
161. **Kendall, M. (1953)** ‘The analysis of economic time series’, *Journal of the Royal Statistical Society, Series A*, Vol. 96, pp. 11–25.
162. **Keown, A. J., Pinkerton. J. M. (1981).** „Merger announcements and insider trading activity: an empirical investigation”. *Journal of Finance* 36: 855-69
163. **Kirman Alan & Gilles Teyssière, (2002).** "Microeconomic Models for Long Memory in the Volatility of Financial Time Series," *Studies in Nonlinear Dynamics and Econometrics* Vol. 5 No. 4,
164. **Komáromi György (2004):** Részvénytőzsi buborékok anatómiája, PhD értekezés, Veszprémi Egyetem
165. **Kőrösi Gábor - Mátyás László - Székely István (1990):** Gyakorlati ökonometria Közgazdasági és Jogi Könyvkiadó, Budapest
166. **Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin, (1992):** „Testing the null hypothesis of stationarity against the alternative of a unit root”, *Journal of Econometrics*, 73 pp. 285-302

167. **Lakonishok, J., A. Shleifer and R. Vishny (1994)**, 'Contrarian Investment, Extrapolation, and Risk', *Journal of Finance*, 49, pp.1541-1578.
168. **Lamont, O.A. (2004)** 'Short Sale Constraints and Overpricing':179-203 in Fabozzi, F. (ed.) (2004) *Short Selling: Strategies, Risks and Rewards*. New Jersey: Wiley
169. **Langer, E. J. (1975)**. The illusion of control. *Journal of Personality and Social Psychology*, 32, 311-328.
170. **Lawrence H. Summers (1985)**: On Economics and Finance *The Journal of Finance*, Vol. 40, No. 3 (Jul., 1985), pp. 633-635
171. **LeBaron, B., Arthur, W. B. & Palmer, R. (1999)**, 'Time series properties of an artificial stock market', *Journal of Economic Dynamics and Control* 23, 1487–1516.
172. **Lettau, Martin, and Sydney Ludvigson. (2001)**. "Resurrecting the (C)CAPM: A Cross-sectional Test when Risk Premia are Time Varying." *Journal of Political Economy* 109: 1238-1287.
173. **Levy, H, Z. Wiener. (1998)**. Stochastic dominance and prospect dominance with subjective weighting functions. *Journal of Risk and Uncertainty* 16 147-163.
174. **Levy, H. and M. Levy (2001)**: Testing for risk aversion: a stochastic dominance approach, *Economic Letters*, 71, , pp. 233-240,
175. **Levy, H., (1998)**, *Stochastic Dominance*, Kluwer academic Press.
176. **Levy, M.-Levy, P. (2002)**:Prospect Theory: Much ado about nothing?, *Management Science*, Oct., 1334-1349
177. **Li, George (2007)**: „Time varying risk aversion and asset prices”, *Journal of Banking and Finance*, vol. 31 pp.243-257
178. **Lintner, J. (1956)**: „Distribution of incomes of Corporations among dividends, retained earnings and taxes”, *American Economic Review* 46: pp 97-113
179. **Lintner, J. (1965)**. „The Valuation of Risk Assets and the Selection of Risky Investments in Stock Portfolios and Capital Budgets”, *The Review of Economics and Statistics*, 47 (1), 13-39
180. **Liu, Ming (2000)** "Modeling Long Memory in Stock Market Volatility," *Journal of Econometrics* 99(1): 139-71.
181. **Ljung, G. M. and Box, G. E. P., (1978)**: "On a measure of lack of fit in time series models." *Biometrika* 65 297-303
182. **Lo A -MacKinlay (1988)**. " Stock Market Prices Do Not Follow Random Walks: Evidence from a Simple Specification Test", *Review of Financial Studies* 1, pp. 41-66
183. **Lo, A (2004)**: The Adaptive Markets Hypothesis: Market Efficiency from an Evolutionary Perspective, *Journal of Portfolio Management* 30, 15-29
184. **Lo, A.W. (1991)**: „Long term memory in stock market prices", *Econometrica*, 59, 1279-313
185. **Lo, A.W. and MacKinlay, A.C. (1990)**, 'When are Contrarian Profits due to Market Overreaction?', *Review of Financial Studies*, Vol. 3, 1990, pp. 175-205.
186. **Loewenstein, George & Prelec, Drazen, (1992)**. "Anomalies in Intertemporal Choice: Evidence and an Interpretation," *The Quarterly Journal of Economics*, 107, pp 573–597
187. **Loomes, G. and Sugden, R. (1982)**, 'Regret theory: An alternative theory of rational choice under uncertainty', *Economic Journal*, vol. 92, pp.805-24.
188. **Lukács Péter (2003)**: Értékpapírok hozamának eloszlása és a tőzsdei kapitalizáció, *Sigma* 34. (1–2.), 31–43. o
189. **Lux, T. and Marchesi, M. (2000)**. Volatility clustering in financial markets: A micro-simulation of interacting agents. *International Journal of Theoretical and Applied Finance*, 3, 67-702.
190. **M. Gibbons and P. Hess (1981)**,. "Day of the Week Effects and Asset Returns." *Journal of Business* 54 579-596.

191. **Machina Mark J & David Schmeidler, (1990).** "A More Robust Definition of Subjective Probability," University of California at San Diego
192. **Malkiel Burton G. (1992):** Bolyongás a Wall Streeten, Nemzetközi Bankárképző Központ, Budapest
193. **Malkiel, Burton G. (1995).** "Returns from Investing in Equity Mutual Funds 1971 to 1991." *Journal of Finance* 50: 549–572.
194. **Mandelbrot, B. (1971),** 'When can price be arbitrated efficiently? a limit to the validity of the random walk and martingale models', *Review of Economics and Statistics* **53**, 225–236.
195. **Mandelbrot, BB, JM Wallis (1969),** "Robustness of the rescaled range R/S in the measurement of noncyclic long run statistical dependence", *Water Resources Research*, 5:967-988.
196. **Mankiw, Gregory and Stephen Zeldes, (1991),** The consumption of stockholders and nonstockholders, *Journal of Financial Economics*, 29, 97-112
197. **Mann, H. B., & Whitney, D. R. (1947).** "On a test of whether one of two random variables is stochastically larger than the other". *Annals of Mathematical Statistics*, 18, 50-60.
198. **Markowitz, Harry (1952):** „Portofolio Selection”, *Journal of Finance* March, pp. 77-91
199. **Marsh, T. – Merton, R.C. (1986):** "Dividend variability and variance bounds tests for the rationality of stock market prices", *American Economics Review* 76 pp. 483-498
200. **Martins, A.C.R. (2006):** „Probability biases as Bayesian inference”, *Judgment and Decision Making*, vol. 1, no. 2, pp. 108-117.
201. **Marton Rita (2001):** A magyar tőkepiac hatékonyságának vizsgálata, *Bankszemle* 45. (4–5.), 72–87. o.
202. **Mayhew S. (1995).** "Implied Volatility." *Financial Analyst Journal*, 51, July-August: 8-20.
203. **McNeil, Paul D (2005):** Neural Networks In Finance: Gaining Predictive Edge in the Market Price, Elsevier Economic Press
204. **Mehra, Rajnish; Edward C. Prescott (1985).** "The Equity Premium: A Puzzle". *Journal of Monetary Economics* 15: 145-161
205. **Mellár Tamás - Rappai Gábor (2001):** Money supply, GDP and inflation: The dynamic econometric analysis of macro-equilibrium *Statisztikai szemle*, 79. évf. Klsz. 3. old.
206. **Mérő László (2004):** Az élő pénz, TERICUM, Budapest
207. **Merton, Robert C. - Bodie, Zvi (2005):** Design of Financial Systems: Towards a Synthesis of Function and Structure. *Journal of Investment Management Vol. 3, No. 1 (FirstQuarter 2005)* pp. 1-23
208. **Merton. R.. (1973),** "An Intertemporal Capital Asset Pricing Model," *Econometrica*, 44, 867-887.
209. **Meulbroek, Lisa K. (1992)** An empirical analysis of illegal insider trading, *Journal of Finance* 47,. 1661–1699.
210. **Michel, Allen J., (1979)** Industry Influence on Dividend Policy, *Financial Management*, 8, Fall, 22-26.
211. **Mikolasek András (1998):** A magyar árfolyamrendszer egy elméleti kerete. *Közgazdasági Szemle*, XLVI. évf., 9. sz., 749-771. o.
212. **Miller, E.M., (1977),** "Risk, Uncertainty, and Divergence of Opinion," *Journal of Finance* 32, 1151-1168
213. **Miller, M.H. – Modigliani, F. (1961):** Dividend policy, growth and the valuation of shares, *Journal of Business*, 34 pp 411-433
214. **Miller, Merton H. (1986),** "Behavioral Rationality in Finance: The Case of Dividends," *Journal of Business* 59, pp 451-469.
215. **Miller, Merton H. and Myron S. Scholes, (1982):** Dividends and Taxes: Some Empirical Evidence, *Journal of Political Economy*, 90, 1118-1141.



216. **Modigliani, Franco, (1982)** Debt, Dividend Policy, Inflation and Market Valuation, *The Journal of Finance*, 37, 255-273.
217. **Molnár József (1995):** A Budapesti Értéktőzsde gyenge értelemben vett hatékonyságának tesztelése ökonometriai módszerekkel, TDK dolgozat, Budapesti Közgazdaságtudományi Egyetem
218. **Molnár Márk András (2006):** A magyar tőkepiac vizsgálata pénzügyi viselkedéstani módszerekkel, PhD dolgozat, Corvinus egyetem Budapest
219. **Mossin, J (1966)** Equilibrium in a capital asset market, *Econometrica* 34 (4), pp. 768–783.
220. **Muth, J.F. (1961).** Rational Expectations and the Theory of Price Movements. *Econometrica* 315-335
221. **Myers, Stewart C., (1990),** Still Searching for Capital Structure, Keynote address delivered at *HEC International Conference*.
222. **Myers-Majluf (1984)** "Corporate Financing and Investment Decisions When Firms Have Information That Investors Do Not Have," *Journal of Financial Economics* 13, 187-221
223. **Nagy Bálint - Ulbert József (2007):** Tőkepiaci anomáliák, *Statisztikai Szemle*, 85. évf. 12. szám, 1013. old.
224. **Nagy Bálint (2006):** „The issue of return reversals and momentum on the Bucharest Stock Exchange”, *Studia Universitatis Babes Bolyai- Oeconomica LI. Évf. 2. szám* pp.69-83
225. **Nagy Bálint (2007):** Az osztalékrejtély és viselkedéstani magyarázatai, *Hitelintézeti Szemle*, 6.évf., 6.szám, 628-643. old.
226. **O Hara, M (1998):** Market microstructure, Wiley and sons, New York
227. **Odean T (1999):** Do Investors Trade Too Much? *American Economic Review*, vol. 89, issue 5, pp 1279-1298
228. **Odean., T (1996).** "Volume, Volatility, Price and Profit When All Trader Are Above Average," Research Program in Finance Working Papers RPF-266,
229. **Odier, P., Solnik, B., and Zuchinetti, S., (1995).** Global Optimization for Swiss Pension. Funds. *Finanzmarkt und Portfolio Management*
230. **Palágyi Zoltán (1999):** Árfolyamingadozások és kockázatbecslés a Budapesti Értéktőzsdén, *Sigma* 30 (1–2.), 27–33. o.
231. **Palágyi Zoltán (2002):** Stabil eloszlások alkalmazása pénzügyi idősorok modellezésében, PhD értekezés, BKÁE
232. **Pálosi-Németh Balázs (2006):** „Funkcionális hatékonyság hat új EU-tagállam szabványosított tőkepiacán”, *Hitelintézeti Szemle*, V. 5-6 szám pp.36-55
233. **Patell, J. and M. Wolfson, (1984):** The intraday speed of adjustment of stock prices to earnings and dividend announcements *Journal of Financial Economics* 13, 223-252
234. **Paudyal, K., Antoniou, A. & Lam, H.Y.T. (2007).** Profitability of momentum strategies in international markets: The role of business cycle variables and behavioural biases. *Journal of Banking and Finance* 31(3): 955-972.
235. **Peters, Edgar E (1994):** Fractal Market Analysis, John Wiley & Sons Inc, New York
236. **Phillips P.C.B. - Perron P (1988):** „Testing for unit roots in time series regression”, *Biometrika*, 75, pp. 335-46
237. **Pintér József (2007):** A spektrálanalízisről. *Statisztikai szemle*, 2007. (83. évf.) 2. sz. 130-156. old.
238. **Popper, Karl (1963):** *Conjectures and Refutations*, London: Routledge
239. **Poterba, J. M., and L. H. Summers, (1988),** “Mean Reversion in Stock Prices,” *Journal of Financial Economics*, pp. 27-59
240. **Pratt, John W. (1964).** “Risk Aversion in the Small and in the Large.” *Econometrica* 32: 122–136
241. **Prelec, D. (1998).** „The probability weighting function” *Econometrica* 66 497-527

242. **Rabin, M.(2000):** Risk Aversion and Expected Utility-Theory: A Calibration Theorem, *Econometrica*, Vol.68. 1281-1292 pp.
243. **Rabin, M.-Thaler, R.H.(2001):** Anomalies, Risk Aversion, *Journal of Economic Perspectives*, Vol.15. pp. 219-232
244. **Ramsey F. P. (1930):** "On a problem of formal logic", Proc. London Math. Soc. series 2, vol. 30 pp. 264-286
245. **Rappai Gábor (1995):** A hatékony tőkepiacok elmélete a gyakorlatban, in *Studio Oeconomica* jubileumi tanulmánykötet, Janus Pannonius Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kara, Pécs, 286–312. o.
246. **Reinganum, M. (1981),** 'Misspecification of Capital Asset Pricing: Empirical Anomalies Based on Earnings' Yields and Market Values'. *Journal of Financial Economics*, 9, pp. 19-46.
247. **Reitz (1988),** The equity risk premium: A solution? *Journal of Monetary Economics* 21: 117-132.
248. **Ritter, J. (1988):** The Buying and Selling Behavior of Individual Investors at the Turn of the Year, *The Journal of Finance*, July, pp. 701-718
249. **Roberts, Harry (1959),** "Stock Market 'Patterns' and Financial Analysis: Methodological Suggestions," *Journal of Finance*, Vol. XIV, No. 1, 1-10.
250. **Rockinger and Urga, M. (2000a)** „The evolution of stock markets in transition economies”, *Journal of Comparative Economics* 28 pp. 456– 72
251. **Rockinger, Michael & Urga, Giovanni, (2000b.)** "A Time Varying Parameter Model to Test for Predictability and Integration in Stock Markets of Transition Economies," CEPR Discussion Papers 2346,
252. **Rodriguez, R.J. (1992),** "Quality dispersion and the feasibility of dividends as signals", *Journal of Financial Research*, Vol. 15 pp.307-15.
253. **Roll R., S. Ross, (1980)** An empirical investigation of the arbitrage pricing theory, *Journal of Finance* 35 1073-1103.
254. **Roll, R., (1977)** „A critique of the asset pricing theory's tests” *Journal of Financial Economics* 4 129-176
255. **Ross, S. A., (1976),** “The Arbitrage Theory of Capital Asset Pricing,” *Journal of Economic Theory*, Vol. 13 pp.341-60
256. **Rothschild, M., and J. Stiglitz (1970):** “Increasing risk I: a definition,” *Journal of Economic Theory*, 2(3), pp. 225–243
257. **Rouwenhorst. G. (1999):** Local return factors and turnover in emerging stock markets. *Journal of Finance* 54 (1999), pp. 1439–1464.
258. **Rydval, Ondrej and Ortmann, Andreas, (2004).** "Loss Avoidance as Selection Principle: Evidence from Simple Stag-Hunt Games" CERGE-EI Working Paper
259. **Samuelson P.A. (1965),** „Proof That Properly Anticipated Prices Fluctuate Randomly”, *Industrial Management Review*, vol.6, n°1, p.41-90
260. **Samuelson, P. (1937):** "A Note on Measurement of Utility", *Review of Economic Studies*. (2), pp. 155–161
261. **Sharpe, W. F., (1966),** „Mutual fund performance”, *Journal of Business* 39, 119–138.
262. **Sharpe,W.F. (1964),** “Capital Asset Prices: A Theory of Market Equilibrium Under Conditions of Risk”, *Journal of Finance*, Vol.19, pp.425-442
263. **Shefrin, H. (2002).** Beyond greed and fear. Understanding behavioral finance and the psychology of investing. Oxford University Press
264. **Shefrin, H. and M. Statman, (1985)** “The Disposition to Sell Winners Too Early and Ride Losers Too Long: Theory and Evidence.” *Journal of Finance*, 40 pp:777-90
265. **Shefrin, H. M., Thaler, R. (1988):** The Behavioral Life-Cycle Hypothesis, *Economic Inquiry*, 26(4): 609-643.

266. **Shefrin, Hersh M. and Meir Statman, (1984)**, Explaining Investor Preference for Cash Dividends, *Journal of Financial Economics*, 13, 253-282.
267. **Shiller, Robert J, (1981)**. "Do Stock Prices Move Too Much to be Justified by Subsequent Changes in Dividends?," *American Economic Review*, vol. 71(3) pp. 421-436
268. **Shiller, Robert J. (1989)**: Fashions, Fads, and Bubbles in Financial Markets, in *Market Volatility*, MIT Press Cambridge, Massachusetts.
269. **Shiller, Robert J. (1998)**. "Human Behavior and the Efficiency of the Financial System," NBER Working Papers 6375
270. **Shiller, Robert, J (1991)**: "Market volatility", 3<sup>rd</sup> ed, MIT Press, Cambridge, Massachusetts
271. **Shiller, Robert, J (2005)**: "Irrational exuberance", 2<sup>nd</sup> ed, Doubleday, New York
272. **Shleifer, A., (1986)**: "Do Demand Curves for Stocks Slope Down?" *Journal of Finance*, Vol.41, No.3, Jul., pp. 579-590.
273. **Shleifer, Andrei (2000)**: Inefficient markets – an introduction to behavioral. Finance, Oxford University Press
274. **Shleifer, Andrei, and Robert W. Vishny (1986)**. "Large Shareholders and Corporate Control," *Journal of Political Economy*, 94, no 3, 461-488
275. **Shleifer, Andrei, and Robert W. Vishny (1997)**. "A Survey of Corporate Governance," *The Journal of Finance*, LII, 2, 737-783.
276. **Simon, Herbert A. (1982)**: „Korlátozott racionalitás”. KJK, Budapest.
277. **Statman, Meir. (1999)**. "Behavioral Finance: Past Battles and Future Engagements." *Financial Analysts Journal*, vol. 55, no. 6 pp.18-27.
278. **Stigler, George J. (1967)**: Imperfections in the Capital Market, *The Journal of Political Economy* Vol. 75, No. 3 pp. 287-292
279. **Sullivan, R., A. Timmermann and H. White, (1999)**. Data-snooping, technical trading rules and the bootstrap. *Journal of Finance* vol. 54(5), pp 1647-1691
280. **Syriopoulos T (2003)**: Prospects for Portfolio Investments to Emerging European Stock Markets, the 2<sup>nd</sup> Annual Conference of the Hellenic Finance and Accounting Association
281. **Szántó Zoltán – Tóth István György (2003)**: Dupla vagy semmi, avagy kockázatos-e a talált pénzt? In Gál-Szántó (szerk.): cselekvéstudomány és társadalomtudomány – in memoriam Csontos László, Közgazdasági Szemle alapítvány, Budapest 13-47 old.
282. **Száz János (2003)**: Kötvények és opciók árazása, PTE Pécs
283. **Szerb László – Pintér Éva (2003)**: Women Entrepreneurship in Hungary, Diana International First International Symposium of Growth Financing for Women Entrepreneurs, Stockholm, June 21-23
284. **Thaler, R. (1980)**. „Towards a positive theory of consumer choice”. *Journal of Economic Behaviour and Organization* Vol. 1 pp.39-80
285. **Thaler, R. (2005)**: Advances in behavioural finance vol.II, Princeton Univ. Press
286. **Thaler, R. H. (1981)**. "Some Empirical Evidence on Dynamic Inconsistency," *Economic Letters* 8, 201-207
287. **Thaler, Richard (1987)**: Anomalies: The January effect, *Journal of economic perspectives*, vol. 1, nr. 1, pp. 197-201
288. **Thaler, Richard H. and Hersh M. Shefrin (1981)**, An Economic Theory of Self Control, *Journal of Political Economy*, 89, pp. 392-410.
289. **Tobin, James (1958)**. „Liquidity preference as behavior towards risk”, *The Review of Economic Studies*, 25 pp. 65-86
290. **Todea A., Cornea A., (2003)**, „Testarea empirică a Modelului de Echilibru al Activelor Financiare- cazul pieței românești”, *Studia Universitatis Babeș-Bolyai, Oeconomica*, Cluj-Napoca, XLVII, 2, pg. 91-99

291. Todea, A (2005): „Eficiența informațională a piețelor de capital” (A tőkepiacok információs hatékonysága), Casa cartii de Stiinta, Kolozsvár
292. Todea, A. – Zoicas, A (2008): Episodic dependencies in Central and Eastern Europe stock markets, *Applied Economics Letters*, forthcoming
293. Treynor, J. L., (1965), “How to rate management of investment funds”, *Harvard Business Review*, 43, 63-75.
294. Tversky A and Daniel Kahneman (1992). Advances in prospect theory: Cumulative representation of uncertainty. *Journal of Risk and Uncertainty*, 5:297–323,
295. Tversky, A. & Kahneman, D. (1974). „Judgement under uncertainty: heuristics and biases” *Science*
296. Ulbert J (2005): Hasznossági függvények és kockázati attitűd, *Sigma*, XXXVI 61-75
297. Ulbert J, Csanaky A (2004): Kockázátészlelés és kockázati magatartás, *Közgazdasági Szemle*, LI. Évfolyam, 2004/3 235-258
298. Ulbert József–Benke Zsolt–Cserép András– Hegedűs Ákos (2000): Az ötfázisú tőzsdemodell, avagy recept a Budapesti Értéktőzsdéhez, *Bankszemle* 44. (3), 44–59. o.
299. Urrutia, J.L., (1995) “Tests of random walk and market efficiency for Latin American equity markets.” *The Journal of. Financial Research* 18, 299-309
300. Vajda István (2003): Belföldi kereskedelem, *Közgazdasági Szemle* 50., 2003. 3., 235–253. o.
301. Van der Hart, J., E. Slagter and D. van Dijk, (2003), “Stock selection strategies in emerging markets”, *Journal of Empirical Finance*, 10, 105-132.
302. Varga József – Rappai Gábor (1997): Applicability of the CAPM on the Hungarian Stock Market: An Empirical Investigation in Zopounidis: New Operational Approaches for Financial Modelling, Springer Verlag Heidelberg-NewYork, p. 133–143.
303. Varga József - Rappai Gábor (2002): Heteroscedasticity and efficient estimates of Beta, *Hungarian Statistical Review*, Spec. Number 7, 2002
304. Varga József (1995): Pénz- és tőkepiac hatékonyságának vizsgálata vektor idősorok véletlen bolyongási tesztjeivel, in *Studio Oeconomica* jubileumi tanulmánykötet, Janus Pannonius Tudományegyetem Közgazdaságtudományi Kara, Pécs, 454–463. o.
305. Varga, J. (1996): *Tests for randomness in multiple financial time series*, in: Modelling Techniques for Financial Markets and Bank Management, (Contributions to Management Science), eds. M. Bertocchi, E. Cavalli, S. Komlósi, Physica-Verlag, Heidelberg, pp 259-271.
306. Wakker, P. P. (2003). The data of Levy and Levy (2002) “Prospect theory: Much ado about nothing?” actually support prospect theory. *Management Science* 49(7) 979–981
307. Wallace, Anise (1980). "Is Beta Dead?" *Institutional Investor* July 23-30.
308. Walter, J.E. (1956). Dividend policies and common stock prices. *Journal of Finance*, 11(1), 29-41.
309. Weber, E. U. & Hsee, C. K. (1998). Cross-cultural differences in risk perception but cross-cultural similarities in attitudes towards risk. *Management Science*, 44. 1205-1217
310. Wong-Chan (2005): Prospect and Markowitz Stochastic Dominance, Working paper, University of Singapore
311. Worthington, A.C. Katsuura, M. & Higgs, H. (2003), “Financial Integration in European Equity Markets: The Final Stage of Economic and Monetary Union (EMU) and its Impact on Capital Markets”, *Economia*, Vol. 54, No. 1, pp. 79-99.
312. Wu, G. - Gonzales, R. (1996): Curvature of the Probability Weighting Function, *Management Science* 42: 1676-1690.
313. Zalewska-Mitura, Anna & Hall, Stephen G, (2000). " Do Market Participants Learn? The Case of the Budapest Stock Exchange," *Economics of Planning*, Springer, vol. 33(1-2), pp 3-18.

314. **Zalewska-Mitura, Anna & Hall, Stephen G., (1999).** "Examining the first stages of market performance: a test for evolving market efficiency," *Economics Letters*, Elsevier, vol. 64(1), pp 1-12,
315. **Zarowin, P. (1990),** 'Size, Seasonality, and Stock Market Overreaction'. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 25 (1), pp.113-125.
316. **Zsembery Levente (2003):** A volatilitás előrejelzés és a visszaszámított modellek, *Közgazdasági Szemle* L. évf., június 519–542. o.

#### **Weboldalak:**

[www.answers.com](http://www.answers.com)

[www.bet.hu](http://www.bet.hu)

<http://documents.wolfram.com>

[www.irrationalexuberance.com](http://www.irrationalexuberance.com)

[www.kmarket.ro](http://www.kmarket.ro)

[www.portfolio.hu](http://www.portfolio.hu)

[www.ssga.com](http://www.ssga.com)

[www.zoonek2.free.fr](http://www.zoonek2.free.fr)

## VII. MELLÉKLETEK

### 1. BDS általános függetlenségi teszt a BUX napi hozamaira (1991-2007)

BDS Test for BUXHOZAM

Date: 11/15/07 Time: 22:26

Sample: 1 – 4194

Included observations: 4194

<u>Dimension</u>	<u>BDS Statistic</u>	<u>Std. Error</u>	<u>z-Statistic</u>	<u>Normal Prob.</u>	<u>Bootstrap Prob.</u>
2	0.028339	0.001464	19.35780	0.0000	0.0000
3	0.052176	0.002326	22.43541	0.0000	0.0000
4	0.068493	0.002769	24.73844	0.0000	0.0000
5	0.077359	0.002885	26.81161	0.0000	0.0000
6	0.079470	0.002782	28.56401	0.0000	0.0000

Raw epsilon	0.019093		
Pairs within epsilon	12371065	V-Statistic	0.703651
Triples within epsilon	4.00E+10	V-Statistic	0.542517

<u>Dimension</u>	<u>C(m,n)</u>	<u>c(m,n)</u>	<u>C(1,n-(m-1))</u>	<u>c(1,n-(m-1))</u>	<u>c(1,n-(m-1))^k</u>
2	4596527.	0.523264	6179861.	0.703509	0.494925
3	3514341.	0.400260	6176318.	0.703441	0.348084
4	2749098.	0.313253	6172763.	0.703372	0.244760
5	2189317.	0.249587	6170319.	0.703430	0.172228
6	1758369.	0.200554	6166808.	0.703365	0.121083

### 2. Sorozat (runs) típusú általános függetlenségi teszt a BUX napi hozamaira (1991-2007)

Number of runs (R) in the variable 'buxhozam' = 1823  
Under the null hypothesis of randomness, R follows N(2097,500000, 32,372828)  
z-score = 8,479333, with two-tailed p-value 0,000000

### 3. Hurst kitevő (R/S statisztika) a BUX napi hozamaira (1991-2007)

Rescaled range figures for buxhozam  
(logs are to base 2)

Size	RS(avg)	log(Size)	log(RS)
4193	101,93	12,034	6,6715
2096	74,209	11,033	6,2135
1048	59,321	10,033	5,8905
524	36,482	9,0334	5,1891
262	24,013	8,0334	4,5857
131	16,824	7,0334	4,0724

65	10,107	6,0224	3,3373
32	6,5551	5	2,7126
16	4,1899	4	2,0669
8	2,7197	3	1,4434
Regression results (n = 10)			
	coeff	std. error	
Intercept	-0,231819	0,11406	
Slope	0,591589	0,0141572	
Estimated Hurst exponent = 0,591589			

4. Kiterjesztett Dickey-Fuller teszt a BUX napi értékeire (1991-2007)

Augmented Dickey-Fuller tests, order 1, for bux_teljes
sample size 4193 unit-root null hypothesis: a = 1
test with constant model: $(1 - L)y = b_0 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,000 estimated value of (a - 1): 0,000328541 test statistic: tau_c(1) = 0,994279 asymptotic p-value 0,9967  with constant and trend model: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,000 estimated value of (a - 1): -0,000902334 test statistic: tau_ct(1) = -1,24496 asymptotic p-value 0,9003  with constant and quadratic trend model: $(1 - L)y = b_0 + b_1*t + b_2*t^2 + (a-1)*y(-1) + \dots + e$ 1st-order autocorrelation coeff. for e: -0,000 estimated value of (a - 1): -0,00251546 test statistic: tau_ctt(1) = -2,38233 asymptotic p-value 0,6346  P-values based on MacKinnon (JAE, 1996)

5. KPSS teszt a BUX napi értékeire (1991-2007)

KPSS test for bux_teljes (including trend)
Lag truncation parameter = 10 Test statistic = 5,39629
10%    5%    2,5%    1% Critical values: 0,119   0,146   0,176   0,216

6. GPH teszt (frakcionális integráltság) a BUX napi értékeire (1991-2007)

Test for fractional integration (Geweke, Porter-Hudak)
Estimated degree of integration = 0,993168 (0,0446961) test statistic: t(63) = 22,2205, with p-value 0,0000

## 7. Kérdőív a hallgatók befektetői magatartásáról

A kérdőíves felmérés célja a befektetői magatartás és a kockázatérzékelés vizsgálata pénzügyi ismeretekkel rendelkező egyetemi hallgatók körében, a vizsgálat eredményei egy doktori értekezés keretében kerülnek felhasználásra. A kérdőív teljes anonimitást biztosít. Kérjük, hogy töltsse ki a pontozott részeket a kért adatokkal vagy jelölje „x”- el az Ön válasz-alternatíváját a feleletválasztós kérdésekben.

1. Neme:

- a) férfi
- b) nő

2. Kora:

3. Vannak-e értékpapír befektetései?

Igen / nem

Nem tudja/nem válaszol

Ha „igen” akkor a 3-as kérdéssel folytassa

Ha „nem” akkor a 7-es kérdéssel folytassa

4. Mennyi ideje vannak értékpapír befektetései?

... éve

Nem tudja/nem válaszol

5. Átlagosan hány értékpapírból áll az Ön portfóliója?

.... db. értékpapír

Nem tudja/nem válaszol

6. Milyen éves hozamot ért el ezen a portfólión az elmúlt évben?

.... %

Nem tudja/nem válaszol

7. Milyen gyakran végez adásvételeket a tőzsdén?

- a) Naponta
- b) Hetente többször
- c) Hetente
- d) Havonta
- e) Évente néhányszor
- f) Évente egyszer vagy még ritkábban
- g) Nem tudja/nem válaszol

8. Vannak-e ingatlanpiaci befektetései (igen / nem) ?



Igen  
Nem  
Nem tudja/nem válaszol

9. Általában a befektetésre szánt keretnek hány százalékát fekteti / fektetné be az alábbi időtávokra (100% összesen)?

... % éves vagy még hosszabb  
... % több havi  
... % havi  
.... % heti  
.... % néhány napra  
... % napon belüli („daytrade”)  
Nem tudja/nem válaszol

10. Ha a BET index holnap 4%-al csökken, várakozásai szerint holnapután az index..

a) ... % - al növekszik  
b) ...% - al csökken  
c) állandó marad  
d) nem tudja/ nem válaszol

11. Ön szerint melyek a mérvadó információ-források a tőkepiaccal kapcsolatosan? Több válaszlehetőség is bejelölhető

a) TV  
b) Rádió  
c) Internet  
d) Írott sajtó  
e) Elemző / bróker  
f) Ismerősök / barátok  
g) Egyéb forrás:  
h) Nem tudja/nem válaszol

12. Ön szerint milyen fajta információk a mérvadóak egy befektetési / adásvételi döntés szempontjából? Több válaszlehetőség is bejelölhető

a) Világpiaci hírek  
b) A hazai gazdaságról szóló hírek  
c) Ágazati hírek  
d) Vállalati információk  
e) Árfolyam adatok  
f) Egyéb ...  
g) Nem tudja/nem válaszol

13. Meg tudna nevezni egy olyan időszakot a Bukaresti Értéktőzsde történetében, amelyben az Ön véleménye szerint egy spekulatív árbuboréknak lehettünk tanúi?

Igen, ...  
Nem volt ilyen időszak

Nem tudja/nem válaszol

14. Hogyan értékeli az alábbi tőzsdei befektetési lehetőségek kockázatát?

Befektetés	Kockázati szint				
	Kockázatmentes	Alacsony kockázat	Közepes kockázat	Átlagnál nagyobb kockázat	Magas kockázat
Részvény					
Portfólió/ Befektetési alap					
Államkötvény					
Vállalati kötvény					
Derivatív eszközök (futures, options, stb.)					

15. A kockázat-hozam viszony szempontjából milyen befektetéseket preferál / preferálna?

- a) Biztos befektetés – minimális hozam
- b) Átlagosnál kisebb kockázat – alacsony többlethozam
- c) Átlagos kockázat – átlagos (piaci) hozam
- d) Átlag feletti kockázat – Átlag feletti hozam
- e) Jelentős kockázat – Jelentős többlethozam
- f) Nem tudja/nem válaszol

16. Ha csupán a következő értékpapírokból állíthatná össze portfólióját, melyikbe milyen arányban fektetne?

... % egy, a tőzsdére régebben (3 hónapnál régebben) bevezetett papírba

... % egy, a tőzsdére újonnan (három hónapnál kevesebb ideje) bevezetett papírba

Nem tudja/nem válaszol

17. A méret (piaci kapitalizáció) szempontjából milyen arányban fektetne be az alábbi papírokba?

.... % alacsony kapitalizációjú papírokba

.... % közepes kapitalizációjú papírokba

.... % nagy kapitalizációjú papírokba

Nem tudja/nem válaszol

18. Ha a BET index az elmúlt két napon emelkedett, az Ön várakozásai szerint az index a mai napon..

- a) Tovább emelkedik
- b) Azonos szinten marad
- c) Csökken
- d) nem tudja/ nem válaszol

19. Ha a BET index az elmúlt három napon emelkedett, az Ön várakozásai szerint az index a mai napon..

- a) Tovább emelkedik
- b) Szinten marad
- c) Csökken
- d) nem tudja/ nem válaszol

20. Ön szerint a romániai piacon a tőzsdei árfolyamok a kibocsátó vállalatok gazdasági teljesítményéhez képest:

- a) Túl nagyok
- b) Túl kicsik
- c) megfelelőek
- d) nem tudja/ nem válaszol

21. Ön szerint mennyi a valószínűsége annak, hogy a következő hónapban egy tőzsdei krach következik be (a BET index több mint 10%-al esik egy nap alatt) a romániai piacon?

Adja meg a becsült valószínűséget: ...%

Milyen okok vezethetnek egy ilyenfajta tőzsdei összeomláshoz? Több válaszlehetőség is bejelölhető

- a) A fejlett tőkepiacokon lezajló események
- b) A világgazdaság alakulása
- c) A hazai gazdaság alakulása
- d) Monetáris politikai tényezők
- e) Politikai tényezők
- f) Spekulatív tényezők
- g) Egyéb....
- h) Nem tudja/nem válaszol

22. Feltételezzük, hogy 100 RON-ért részvényt vásárolt egy hónapja, és jelenleg 90 RON-on áll az árfolyam. Az elemzők szerint egy hónap múlva az árfolyam vagy visszaáll a 100-as szintre vagy 80 RON-ra csökken, mindkettő 50% valószínűséggel. Hogyan dönt?

- a) Azonnal eladok biztos 10 RON-os veszteséget elkönyvelve
- b) Várom még egy hónapot
- c) Nem tudja/nem válaszol

23. Milyen arányban fektetne be egy rendelkezésre álló pénzösszeget a következő két instrumentumba?

- a) ... % egy részvénybe, amely az elmúlt 10 évben a következő átlagos éves hozamokat érte el: 7,50%; -2%; 16,50%; -8,20%; 8,50%; -6,50%; 3%; 11%; -5,3%; 21,10%
- b) ... % egy olyan államkötvénybe, amely 3% - os állandó hozamot biztosít évente.

c) Nem tudja/nem válaszol

24. Milyen arányban fektetne be egy rendelkezésre álló pénzüsszeget a következő két instrumentumba?

- a) ... % egy részvénybe, amely az elmúlt 10 évben átlagosan 4,6% éves hozamot ért el
- b) ... % egy olyan államkötvénybe, amely 3% - os állandó hozamot biztosít.
- c) Nem tudja/nem válaszol

25. Kérjük, írja be születésnapját (csak a nap számát kérjük, évet, hónapot nem!):

26. Ön szerint mennyi a valószínűsége, hogy a BET index növekedni fog holnap?

27. Az alábbi két lehetőség közül melyiket választaná?

- a. 4000 RON – t nyer 80% valószínűséggel vagy 20% valószínűséggel nem nyer semmit.
- b. Biztosan nyer 3000 RON-t
- c. Nem tudja/nem válaszol

28. Az alábbi két lehetőség közül melyiket választaná?

- a. 4000 RON –t veszít 80% valószínűséggel vagy 20% valószínűséggel nem veszít semmit.
- b. Biztosan veszít 3000 RON-t
- c. Nem tudja/nem válaszol

29. Ha egy részvényt beemelnek az index kosarába, hozamai az ezt követő időszakban ..

- a) növekednek
- b) csökkenek
- c) a bevezetés nem lesz hatással a hozamra
- d) Nem tudja/ nem válaszol

30. Milyen mértékben ért egyet az alábbi kijelentésekkel?

	Egyáltalán nem értek egyet	Nem értek egyet	Nem tudja – nem válaszol	Egyetértek	Teljes mértékben egyetértek
A szakismeretek meghatározóak a befektetések során					
A megérzések meghatározóak a befektetések során					
Átlagos közgazdász hallgatónál jobban értek a tőzsdei befektetésekhez					

Átlagos közgazdász hallgatóknál jobban értek az ingatlanpiaci befektetésekhez					
A romániai tőkepiac jelentős mértékben együtt mozog a többi feltörekvő piaccal					
A romániai tőkepiac jelentős mértékben együtt mozog a fejlett tőkepiacokkal					

Köszönjük!

8. A hallgatói minta leíró statisztikái

Neme

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Férfi	48	40.00%	43.2	43.2
	Nő	63	52.50%	56.8	100.0
	Total	111	92.50%	100.0	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Kora

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	20	12	10.00%	10.8	10.8
	21	52	43.33%	46.8	57.7
	22	42	35.00%	37.8	95.5
	23	2	1.67%	1.8	97.3
	24	2	1.67%	1.8	99.1
	28	1	.83%	.9	100.0
	Total	111	92.50%	100.0	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Vannak-e értékpapír befektetései a tőzsdén?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Igen	1	.83%	.9	.9
	Nem	110	91.67%	99.1	100.0
	Total	111	92.50%	100.0	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Mennyi ideje vannak értékpapír befektetései?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	4	1	.83%	100.0	100.0
Missing	System	119	99.17%		
Total		120	100.00%		

Átlagosan hány értékpapírból áll a portfóliója?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	1	1	.83%	100.0	100.0
Missing	System	119	99.17%		
Total		120	100.00%		

Milyen éves hozamot ért el ezen a portfólión az elmúlt évben?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.10	1	.83%	100.0	100.0
Missing	System	119	99.17%		
Total		120	100.00%		

Milyen gyakran végez adásvételeket a tőzsdén?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	Évente egyszer vagy ritkább	1	.83%	100.0	100.0
Missing	System	119	99.17%		
Total		120	100.00%		

Vannak-e ingatlanpiaci befektetesei?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	igen	3	2.50%	2.73%	2.7
	nem	107	89.17%	97.27%	100.0
	Total	110	91.67%	100.00%	
Missing	System	10	8.33%		
Total		120	100.00%		

Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Éves vagy hosszabb

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	6	5.00%	5.94%	5.9
	.05	3	2.50%	2.97%	8.9
	.10	7	5.83%	6.93%	15.8
	.15	2	1.67%	1.98%	17.8
	.20	9	7.50%	8.91%	26.7
	.25	3	2.50%	2.97%	29.7
	.30	13	10.83%	12.87%	42.6

	.35	1	.83%	.99%	43.6
	.40	13	10.83%	12.87%	56.4
	.43	1	.83%	.99%	57.4
	.45	1	.83%	.99%	58.4
	.50	17	14.17%	16.83%	75.2
	.60	10	8.33%	9.90%	85.1
	.70	6	5.00%	5.94%	91.1
	.80	6	5.00%	5.94%	97.0
	1.00	3	2.50%	2.97%	100.0
	Total	101	84.17%	100.00%	
Missing	System	19	15.83%		
Total		120	100.00%		

Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Több havi

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	10	8.33%	9.90%	9.9
	.01	1	.83%	.99%	10.9
	.05	3	2.50%	2.97%	13.9
	.10	12	10.00%	11.88%	25.7
	.15	7	5.83%	6.93%	32.7
	.20	23	19.17%	22.77%	55.4
	.25	8	6.67%	7.92%	63.4
	.30	20	16.67%	19.80%	83.2
	.40	4	3.33%	3.96%	87.1
	.50	8	6.67%	7.92%	95.0
	.60	1	.83%	.99%	96.0
	.70	1	.83%	.99%	97.0
	1.00	3	2.50%	2.97%	100.0
	Total	101	84.17%	100.00%	
Missing	System	19	15.83%		
Total		120	100.00%		

Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Havi

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	17	14.17%	16.83%	16.8
	.05	8	6.67%	7.92%	24.8
	.08	1	.83%	.99%	25.7
	.10	25	20.83%	24.75%	50.5
	.15	9	7.50%	8.91%	59.4
	.17	1	.83%	.99%	60.4
	.20	18	15.00%	17.82%	78.2
	.25	4	3.33%	3.96%	82.2
	.30	6	5.00%	5.94%	88.1
	.35	1	.83%	.99%	89.1
	.40	3	2.50%	2.97%	92.1
	.45	1	.83%	.99%	93.1
	.50	2	1.67%	1.98%	95.0

.60	2	1.67%	1.98%	97.0
.70	1	.83%	.99%	98.0
.80	1	.83%	.99%	99.0
1.00	1	.83%	.99%	100.0
Total	101	84.17%	100.00%	
Missing System	19	15.83%		
Total	120	100.00%		

**Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Heti**

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid .00	31	25.83%	30.69%	30.7
.02	2	1.67%	1.98%	32.7
.05	20	16.67%	19.80%	52.5
.10	38	31.67%	37.62%	90.1
.15	5	4.17%	4.95%	95.0
.20	2	1.67%	1.98%	97.0
.25	2	1.67%	1.98%	99.0
.50	1	.83%	.99%	100.0
Total	101	84.17%	100.00%	
Missing System	19	15.83%		
Total	120	100.00%		

**Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Néhány napra**

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid .00	39	32.50%	38.61%	38.6
.02	1	.83%	.99%	39.6
.03	2	1.67%	1.98%	41.6
.04	1	.83%	.99%	42.6
.05	20	16.67%	19.80%	62.4
.08	1	.83%	.99%	63.4
.10	24	20.00%	23.76%	87.1
.15	4	3.33%	3.96%	91.1
.20	6	5.00%	5.94%	97.0
.25	1	.83%	.99%	98.0
.30	1	.83%	.99%	99.0
.40	1	.83%	.99%	100.0
Total	101	84.17%	100.00%	
Missing System	19	15.83%		
Total	120	100.00%		

**Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Daytrade**

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid .00	49	40.83%	48.51%	48.5
.01	2	1.67%	1.98%	50.5
.02	3	2.50%	2.97%	53.5
.05	22	18.33%	21.78%	75.2



.10		16	13.33%	15.84%	91.1
.15		2	1.67%	1.98%	93.1
.20		3	2.50%	2.97%	96.0
.25		1	.83%	.99%	97.0
.30		2	1.67%	1.98%	99.0
.50		1	.83%	.99%	100.0
Total		101	84.17%	100.00%	
Missing	System	19	15.83%		
Total		120	100.00%		

**Há a BET index 4%-al csökken, várakozásai szerint holnapután..**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	növekszik	32	26.67%	28.83%	28.8
	csökken	16	13.33%	14.41%	43.2
	konstans	15	12.50%	13.51%	56.8
	nt/nv	48	40.00%	43.24%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

#### **Mérvadó információforrások - TV**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	71	59.17%	63.96%	64.0
	igen	40	33.33%	36.04%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

#### **mérvadó információforrások - rádió**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	106	88.33%	95.50%	95.5
	igen	5	4.17%	4.50%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

#### **mérvadó információforrások - internet**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	25	20.83%	22.52%	22.5
	igen	86	71.67%	77.48%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

#### **mérvadó információforrások - írott sajtó**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	65	54.17%	58.56%	58.6
	igen	46	38.33%	41.44%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

mervadó információforrások - elemző/bróker

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	18	15.00%	16.22%	16.2
	igen	93	77.50%	83.78%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

mervadó információforások - ismerősök/barátok

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	104	86.67%	93.69%	93.7
	igen	7	5.83%	6.31%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

mervadó információforrások - egyéb

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid		9	7.50%	7.50%	7.5
	0	109	90.83%	90.83%	98.3
	1	2	1.67%	1.67%	100.0
	Total	120	100.00%	100.00%	

Melyek a mervado informaciok - világpiac

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	69	57.50%	62.16%	62.2
	igen	42	35.00%	37.84%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Melyek a mervado informaciok - hazai gazdaság

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	47	39.17%	42.34%	42.3
	igen	64	53.33%	57.66%	100.0

Total	111	92.50%	100.00%
Missing System	9	7.50%	
Total	120	100.00%	

Melyek a mervado informaciok - ágazat

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nem	48	40.00%	43.24%	43.2
igen	63	52.50%	56.76%	100.0
Total	111	92.50%	100.00%	
Missing System	9	7.50%		
Total	120	100.00%		

Melyek a mervado informaciok - vállalati info

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nem	53	44.17%	47.75%	47.7
igen	58	48.33%	52.25%	100.0
Total	111	92.50%	100.00%	
Missing System	9	7.50%		
Total	120	100.00%		

Melyek a mervado informaciok - árfolyam

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nem	47	39.17%	42.34%	42.3
igen	64	53.33%	57.66%	100.0
Total	111	92.50%	100.00%	
Missing System	9	7.50%		
Total	120	100.00%		

Melyek a mervado informaciok - egyéb

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 9	9	7.50%	7.50%	7.5
0	110	91.67%	91.67%	99.2
1	1	.83%	.83%	100.0
Total	120	100.00%	100.00%	

Meg tudna nevezni egy buborékot?

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid 63	63	52.50%	52.50%	52.5
2	23	19.17%	19.17%	71.7
2	28	23.33%	23.33%	95.0
2002	1	.83%	.83%	95.8
2006-2007	1	.83%	.83%	96.7
2006	1	.83%	.83%	97.5
2006 eleje	1	.83%	.83%	98.3

2007 tavasz	1	.83%	.83%	99.2
ROMPETROL 2006	1	.83%	.83%	100.0
Total	120	100.00%	100.00%	

Mennyire kockázatos a részvény?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	kockázatmentes	1	.83%	.90%	.9
	alacsony	30	25.00%	27.03%	27.9
	kozepes	48	40.00%	43.24%	71.2
	atlag feletti	18	15.00%	16.22%	87.4
	magas	12	10.00%	10.81%	98.2
	nt/nv	2	1.67%	1.80%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Mennyire kockázatos a részvényportfólió?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	kockázatmentes	1	.83%	.90%	.9
	alacsony	31	25.83%	27.93%	28.8
	kozepes	52	43.33%	46.85%	75.7
	atlag feletti	20	16.67%	18.02%	93.7
	magas	3	2.50%	2.70%	96.4
	nt/nv	4	3.33%	3.60%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Mennyire kockázatos az államkötvény?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	kockázatmentes	68	56.67%	61.26%	61.3
	alacsony	32	26.67%	28.83%	90.1
	kozepes	5	4.17%	4.50%	94.6
	magas	3	2.50%	2.70%	97.3
	nt/nv	3	2.50%	2.70%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Mennyire kockázatos a vállalati kötvény?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	kockázatmentes	4	3.33%	3.60%	3.6
	alacsony	19	15.83%	17.12%	20.7
	kozepes	51	42.50%	45.95%	66.7
	atlag feletti	26	21.67%	23.42%	90.1

	magas	3	2.50%	2.70%	92.8
	nt/nv	8	6.67%	7.21%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Mennyire kockázatos a származtatott termék?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	kockázatmentes	3	2.50%	2.70%	2.7
	alacsony	7	5.83%	6.31%	9.0
	kozepes	37	30.83%	33.33%	42.3
	atlag feletti	40	33.33%	36.04%	78.4
	magas	18	15.00%	16.22%	94.6
	nt/nv	6	5.00%	5.41%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Kockázat-hozam szempontból mit preferál?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	biztos befektetes	4	3.33%	3.60%	3.6
	atlagnal kisebb kockazat	12	10.00%	10.81%	14.4
	atlagos kockazat	64	53.33%	57.66%	72.1
	Atlag feletti kockazat	26	21.67%	23.42%	95.5
	jelentos kockazat	4	3.33%	3.60%	99.1
	nt/nv	1	.83%	.90%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Milyen arányban fektetne régen bevezetett papírba?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	2	1.67%	1.83%	1.8
	.07	1	.83%	.92%	2.8
	.25	2	1.67%	1.83%	4.6
	.30	2	1.67%	1.83%	6.4
	.40	8	6.67%	7.34%	13.8
	.50	8	6.67%	7.34%	21.1
	.60	17	14.17%	15.60%	36.7
	.65	3	2.50%	2.75%	39.4
	.66	1	.83%	.92%	40.4
	.70	39	32.50%	35.78%	76.1
	.75	7	5.83%	6.42%	82.6
	.80	13	10.83%	11.93%	94.5
	.85	1	.83%	.92%	95.4
	.90	3	2.50%	2.75%	98.2

	.95	1	.83%	.92%	99.1
	1.00	1	.83%	.92%	100.0
	Total	109	90.83%	100.00%	
Missing	System	11	9.17%		
Total		120	100.00%		

**Milyen arányban fektetne újonnan bevezetett értékpapírba?**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	1	.83%	.92%	.9
	.05	1	.83%	.92%	1.8
	.10	3	2.50%	2.75%	4.6
	.15	1	.83%	.92%	5.5
	.20	13	10.83%	11.93%	17.4
	.25	7	5.83%	6.42%	23.9
	.30	40	33.33%	36.70%	60.6
	.34	1	.83%	.92%	61.5
	.35	3	2.50%	2.75%	64.2
	.40	17	14.17%	15.60%	79.8
	.50	8	6.67%	7.34%	87.2
	.60	8	6.67%	7.34%	94.5
	.70	2	1.67%	1.83%	96.3
	.75	2	1.67%	1.83%	98.2
	1.00	2	1.67%	1.83%	100.0
	Total	109	90.83%	100.00%	
Missing	System	11	9.17%		
Total		120	100.00%		

**Milyen arányban fektetne kis kapitalizációjú papírba?**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	2	1.67%	1.90%	1.9
	.05	2	1.67%	1.90%	3.8
	.10	16	13.33%	15.24%	19.0
	.15	1	.83%	.95%	20.0
	.17	1	.83%	.95%	21.0
	.20	29	24.17%	27.62%	48.6
	.25	14	11.67%	13.33%	61.9
	.30	23	19.17%	21.90%	83.8
	.33	2	1.67%	1.90%	85.7
	.35	2	1.67%	1.90%	87.6
	.40	7	5.83%	6.67%	94.3
	.50	3	2.50%	2.86%	97.1
	.60	2	1.67%	1.90%	99.0
	.70	1	.83%	.95%	100.0
	Total	105	87.50%	100.00%	
Missing	System	15	12.50%		
Total		120	100.00%		

**Milyen arányban fektetne közepes kapitalizációjú papírba?**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	1	.83%	.95%	1.0
	.10	1	.83%	.95%	1.9
	.15	2	1.67%	1.90%	3.8
	.20	16	13.33%	15.24%	19.0
	.25	3	2.50%	2.86%	21.9
	.30	22	18.33%	20.95%	42.9
	.33	2	1.67%	1.90%	44.8
	.35	8	6.67%	7.62%	52.4
	.40	13	10.83%	12.38%	64.8
	.50	27	22.50%	25.71%	90.5
	.60	7	5.83%	6.67%	97.1
	.66	1	.83%	.95%	98.1
	.70	1	.83%	.95%	99.0
	1.00	1	.83%	.95%	100.0
	Total	105	87.50%	100.00%	
Missing	System	15	12.50%		
Total		120	100.00%		

Milyen arányban fektetne nagy kapitalizációjú papírba?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	2	1.67%	1.90%	1.9
	.10	5	4.17%	4.76%	6.7
	.15	2	1.67%	1.90%	8.6
	.17	1	.83%	.95%	9.5
	.20	16	13.33%	15.24%	24.8
	.25	10	8.33%	9.52%	34.3
	.30	22	18.33%	20.95%	55.2
	.33	1	.83%	.95%	56.2
	.34	1	.83%	.95%	57.1
	.35	3	2.50%	2.86%	60.0
	.40	12	10.00%	11.43%	71.4
	.50	9	7.50%	8.57%	80.0
	.60	13	10.83%	12.38%	92.4
	.70	5	4.17%	4.76%	97.1
	.75	1	.83%	.95%	98.1
	.80	2	1.67%	1.90%	100.0
	Total	105	87.50%	100.00%	
Missing	System	15	12.50%		
Total		120	100.00%		

Ha a BET két napon emelkedett, következő nap..

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	emelkedik	61	50.83%	54.95%	55.0
	konstans	27	22.50%	24.32%	79.3
	csokken	13	10.83%	11.71%	91.0
	nt/nv	10	8.33%	9.01%	100.0

Total	111	92.50%	100.00%
Missing System	9	7.50%	
Total	120	100.00%	

Ha a BET három napon emelkedett, következő nap..

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid emelkedik	21	17.50%	18.92%	18.9
konstans	47	39.17%	42.34%	61.3
csokken	15	12.50%	13.51%	74.8
nt/nv	28	23.33%	25.23%	100.0
Total	111	92.50%	100.00%	
Missing System	9	7.50%		
Total	120	100.00%		

Az árfolyamok a vállalati teljesítményhez képest

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid nagyok	23	19.17%	20.72%	20.7
kicsik	7	5.83%	6.31%	27.0
megfeleloek	30	25.00%	27.03%	54.1
nt/nv	51	42.50%	45.95%	100.0
Total	111	92.50%	100.00%	
Missing System	9	7.50%		
Total	120	100.00%		

Krach valoszínűsége

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid .00	3	2.50%	2.80%	2.8
.00	1	.83%	.93%	3.7
.00	1	.83%	.93%	4.7
.01	10	8.33%	9.35%	14.0
.02	6	5.00%	5.61%	19.6
.03	1	.83%	.93%	20.6
.05	18	15.00%	16.82%	37.4
.10	21	17.50%	19.63%	57.0
.15	7	5.83%	6.54%	63.6
.17	1	.83%	.93%	64.5
.20	13	10.83%	12.15%	76.6
.25	4	3.33%	3.74%	80.4
.30	11	9.17%	10.28%	90.7
.40	3	2.50%	2.80%	93.5
.50	5	4.17%	4.67%	98.1
.51	1	.83%	.93%	99.1
.60	1	.83%	.93%	100.0
Total	107	89.17%	100.00%	
Missing System	13	10.83%		
Total	120	100.00%		



**Krach okai - fejlett piacok**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	85	70.83%	77.27%	77.3
	igen	25	20.83%	22.73%	100.0
	Total	110	91.67%	100.00%	
Missing	System	10	8.33%		
Total		120	100.00%		

**Krach okai - világgazdaság**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	60	50.00%	54.55%	54.5
	igen	50	41.67%	45.45%	100.0
	Total	110	91.67%	100.00%	
Missing	System	10	8.33%		
Total		120	100.00%		

**Krach okai - hazai gazdaság**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	49	40.83%	44.55%	44.5
	igen	61	50.83%	55.45%	100.0
	Total	110	91.67%	100.00%	
Missing	System	10	8.33%		
Total		120	100.00%		

**Krach okai - monetáris politika**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	59	49.17%	53.64%	53.6
	igen	51	42.50%	46.36%	100.0
	Total	110	91.67%	100.00%	
Missing	System	10	8.33%		
Total		120	100.00%		

**Krach okai - politika**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	nem	75	62.50%	68.18%	68.2
	igen	35	29.17%	31.82%	100.0
	Total	110	91.67%	100.00%	
Missing	System	10	8.33%		
Total		120	100.00%		

**Krach okai - spekulatív**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
--	--	-----------	---------	---------------	--------------------

Valid	nem	48	40.00%	43.64%	43.6
	igen	62	51.67%	56.36%	100.0
	Total	110	91.67%	100.00%	
Missing	System	10	8.33%		
Total		120	100.00%		

Krach okai - egyéb

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	10	8.33%	8.33%	8.3
0	21	17.50%	17.50%	25.8
0	88	73.33%	73.33%	99.2
haboru	1	.83%	.83%	100.0
Total	120	100.00%	100.00%	

Megbánás: “100 RON ért vasarolt...”

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	azonnal eladok	27	22.50%	24.32%	24.3
	varok 1 honapot	83	69.17%	74.77%	99.1
	nt/nv	1	.83%	.90%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Rövidlító veszteségkerülés – 1: Milyen aranyban fektetne reszvenybe?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	4	3.33%	3.77%	3.8
	.05	1	.83%	.94%	4.7
	.10	1	.83%	.94%	5.7
	.20	4	3.33%	3.77%	9.4
	.30	12	10.00%	11.32%	20.8
	.35	1	.83%	.94%	21.7
	.40	13	10.83%	12.26%	34.0
	.45	1	.83%	.94%	34.9
	.50	8	6.67%	7.55%	42.5
	.55	2	1.67%	1.89%	44.3
	.60	12	10.00%	11.32%	55.7
	.65	3	2.50%	2.83%	58.5
	.70	26	21.67%	24.53%	83.0
	.75	5	4.17%	4.72%	87.7
	.80	7	5.83%	6.60%	94.3
	.90	1	.83%	.94%	95.3
	1.00	5	4.17%	4.72%	100.0
	Total	106	88.33%	100.00%	
	Missing	System	14	11.67%	
Total	120	100.00%			

Rövidlító veszteségkerülés – 1: Milyen aranyban fektetne kotvenybe?

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	6	5.00%	5.66%	5.7
	.10	1	.83%	.94%	6.6
	.20	7	5.83%	6.60%	13.2
	.25	5	4.17%	4.72%	17.9
	.30	26	21.67%	24.53%	42.5
	.35	3	2.50%	2.83%	45.3
	.40	12	10.00%	11.32%	56.6
	.45	2	1.67%	1.89%	58.5
	.50	8	6.67%	7.55%	66.0
	.55	1	.83%	.94%	67.0
	.60	13	10.83%	12.26%	79.2
	.65	1	.83%	.94%	80.2
	.70	12	10.00%	11.32%	91.5
	.80	4	3.33%	3.77%	95.3
	.90	1	.83%	.94%	96.2
	.95	1	.83%	.94%	97.2
	1.00	3	2.50%	2.83%	100.0
	Total	106	88.33%	100.00%	
Missing	System	14	11.67%		
Total		120	100.00%		

**Rövidlátó veszteségkerülés – 2: Milyen aranyban fektetne reszvénybe?**

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	.00	5	4.17%	4.67%	4.7
	.10	1	.83%	.93%	5.6
	.20	3	2.50%	2.80%	8.4
	.30	7	5.83%	6.54%	15.0
	.35	2	1.67%	1.87%	16.8
	.37	1	.83%	.93%	17.8
	.40	10	8.33%	9.35%	27.1
	.50	8	6.67%	7.48%	34.6
	.55	2	1.67%	1.87%	36.4
	.60	21	17.50%	19.63%	56.1
	.70	18	15.00%	16.82%	72.9
	.75	1	.83%	.93%	73.8
	.80	17	14.17%	15.89%	89.7
	.90	4	3.33%	3.74%	93.5
	.95	1	.83%	.93%	94.4
	1.00	6	5.00%	5.61%	100.0
	Total	107	89.17%	100.00%	
Missing	System	13	10.83%		
Total		120	100.00%		

**Rövidlátó veszteségkerülés – 2: Milyen aranyban fektetne kotvénybe?**

	Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
--	-----------	---------	---------------	--------------------

Valid	.00	7	5.83%	6.54%	6.5
	.05	1	.83%	.93%	7.5
	.10	5	4.17%	4.67%	12.1
	.20	16	13.33%	14.95%	27.1
	.25	1	.83%	.93%	28.0
	.30	18	15.00%	16.82%	44.9
	.40	21	17.50%	19.63%	64.5
	.45	2	1.67%	1.87%	66.4
	.50	8	6.67%	7.48%	73.8
	.60	10	8.33%	9.35%	83.2
	.63	1	.83%	.93%	84.1
	.65	2	1.67%	1.87%	86.0
	.70	7	5.83%	6.54%	92.5
	.80	3	2.50%	2.80%	95.3
	.90	1	.83%	.93%	96.3
	1.00	4	3.33%	3.74%	100.0
	Total	107	89.17%	100.00%	
Missing	System	13	10.83%		
Total		120	100.0		

Kahneman-Tversky nyereségi szakasz

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	kockaztat	33	27.50%	29.73%	29.7
	biztos	77	64.17%	69.37%	99.1
	nt/nv	1	.83%	.90%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.0		

Kahneman-Tversky veszteségi szakasz

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	kockaztat	92	76.67%	82.88%	82.9
	biztos	19	15.83%	17.12%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Ha a papírt beemelik az indexkosárba, hozama

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	novekszik	36	30.00%	32.43%	32.4
	csokken	4	3.33%	3.60%	36.0
	nincs hatással	21	17.50%	18.92%	55.0
	nt/nv	50	41.67%	45.05%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		

Total	120	100.00%		
-------	-----	---------	--	--

A szakismeretek meghatározóak

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	egyáltalán nem értek egyet	1	.83%	.90%	.9
	nem értek egyet	5	4.17%	4.50%	5.4
	nt/nv	3	2.50%	2.70%	8.1
	egyetérték	71	59.17%	63.96%	72.1
	teljes mértékben egyetérték	31	25.83%	27.93%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

A megérzések meghatározóak

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	egyáltalán nem értek egyet	1	.83%	.90%	.9
	nem értek egyet	47	39.17%	42.34%	43.2
	nt/nv	13	10.83%	11.71%	55.0
	egyetérték	39	32.50%	35.14%	90.1
	teljes mértékben egyetérték	11	9.17%	9.91%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Átlagosnál jobban érték a tőzsdéhez

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	egyáltalán nem értek egyet	16	13.33%	14.41%	14.4
	nem értek egyet	63	52.50%	56.76%	71.2
	nt/nv	23	19.17%	20.72%	91.9
	egyetérték	9	7.50%	8.11%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

Átlagosnál jobban érték az ingatlanpiachoz

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	egyáltalán nem értek egyet	9	7.50%	8.11%	8.1
	nem értek egyet	48	40.00%	43.24%	51.4
	nt/nv	29	24.17%	26.13%	77.5
	egyetérték	23	19.17%	20.72%	98.2

	teljes mertekben egyetertek	2	1.67%	1.80%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

A romániai tőkepiac együttmozog a feltörekvő piacokkal

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	egyáltalán nem érték egyet	3	2.50%	2.70%	2.7
	nem érték egyet	17	14.17%	15.32%	18.0
	nt/nv	31	25.83%	27.93%	45.9
	egyetertek	55	45.83%	49.55%	95.5
	teljes mertekben egyetertek	5	4.17%	4.50%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		

A romániai tőkepiac együttmozog a fejlett piacokkal

		Frequency	Percent	Valid Percent	Cumulative Percent
Valid	egyáltalán nem érték egyet	8	6.67%	7.21%	7.2
	nem érték egyet	49	40.83%	44.14%	51.4
	nt/nv	38	31.67%	34.23%	85.6
	egyetertek	16	13.33%	14.41%	100.0
	Total	111	92.50%	100.00%	
Missing	System	9	7.50%		
Total		120	100.00%		



### 9. Összefüggések a nem és a befektetési időtáv között

Neme \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Éves vagy hosszabb

		Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Éves vagy hosszabb																Total	
		.00	.05	.10	.15	.20	.25	.30	.35	.40	.43	.45	.50	.60	.70	.80	1.00		
Neme	Férfi	2	2	5	1	1	3	7	0	4	0	0	9	3	2	4	1	44	
	Nő	4	1	2	1	8	0	6	1	9	1	1	8	7	4	2	2	57	
Total		6	3	7	2	9	3	13	1	13	1	1	17	10	6	6	3	101	

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.418	.280
	Cramer's V	.418	.280
	Contingency Coefficient	.386	.280
N of Valid Cases		101	

Neme \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Több havi

		Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Több havi																Total	
		.00	.01	.05	.10	.15	.20	.25	.30	.40	.50	.60	.70	1.00					
Neme	Férfi	3	1	2	4	4	8	5	9	2	4	0	1	1	44				
	Nő	7	0	1	8	3	15	3	11	2	4	1	0	2	57				
Total		10	1	3	12	7	23	8	20	4	8	1	1	3	101				



Symmetric Measures

	Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	.282	.783
Phi		
Cramer's V	.282	.783
Contingency Coefficient	.271	.783
N of Valid Cases	101	

Neme \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Havi

Crosstab

Count		Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Havi																	Total
		.00	.05	.08	.10	.15	.17	.20	.25	.30	.35	.40	.45	.50	.60	.70	.80	1.00	
Neme	Férfi	6	3	0	12	5	0	9	3	2	0	0	1	1	1	1	0	0	44
	Nő	11	5	1	13	4	1	9	1	4	1	3	0	1	1	0	1	1	57
Total		17	8	1	25	9	1	18	4	6	1	3	1	2	2	1	1	1	101

Symmetric Measures

	Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	.349	.722
Phi		
Cramer's V	.349	.722
Contingency Coefficient	.330	.722
N of Valid Cases	101	

Neme \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Heti

Crosstab

Count		Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Heti								Total
		.00	.02	.05	.10	.15	.20	.25	.50	
Neme	Férfi	14	0	8	15	3	2	2	0	44
	Nő	17	2	12	23	2	0	0	1	57
Total		31	2	20	38	5	2	2	1	101

Symmetric Measures

	Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.289
	Cramer's V	.289
	Contingency Coefficient	.278
N of Valid Cases		101

Neme \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Néhány napra

Crosstab

		Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Néhány napra												Total
		.00	.02	.03	.04	.05	.08	.10	.15	.20	.25	.30	.40	
Neme	Férfi	19	0	1	0	10	0	9	2	2	1	0	0	44
	Nő	20	1	1	1	10	1	15	2	4	0	1	1	57
Total		39	1	2	1	20	1	24	4	6	1	1	1	101

Symmetric Measures

	Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	.256	.828
Phi		
Cramer's V	.256	.828
Contingency Coefficient	.248	.828
N of Valid Cases	101	

Neme \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Daytrade

Crosstab

Count

		Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Daytrade										Total
		.00	.01	.02	.05	.10	.15	.20	.25	.30	.50	
Neme	Férfi	21	0	1	12	6	1	1	0	1	1	44
	Nő	28	2	2	10	10	1	2	1	1	0	57
Total		49	2	3	22	16	2	3	1	2	1	101

Symmetric Measures

	Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	.228	.811
Phi		
Cramer's V	.228	.811
Contingency Coefficient	.223	.811
N of Valid Cases	101	

10. Összefüggések a nem és a kockázatvállalás között

Neme \* Mennyire kockázatos a részvény?

Crosstab

Count

		Mennyire kockázatos a részvény?						Total
		kockázatme ntes	alacsony	kozepes	atlag feletti	magas	nt/nv	
Neme	Férfi	0	11	21	8	8	0	48
	Nő	1	19	27	10	4	2	63
Total		1	30	48	18	12	2	111

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.223	.357
	Cramer's V	.223	.357
	Contingency Coefficient	.218	.357
N of Valid Cases		111	

Neme \* Mennyire kockázatos a részvényportfólió?

Crosstab

Count

		Mennyire kockázatos a részvényportfólió?						Total
		kockázatme ntes	alacsony	kozepes	atlag feletti	magas	nt/nv	
Neme	Férfi	1	12	22	12	1	0	48
	Nő	0	19	30	8	2	4	63
Total		1	31	52	20	3	4	111

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.252	.217
	Cramer's V	.252	.217
	Contingency Coefficient	.244	.217
N of Valid Cases		111	

Neme \* Mennyire kockázatos az államkötvény?

Crosstab

Count

		Mennyire kockázatos az államkötvény?					Total
		kockázatme ntes	alacsony	kozepes	magas	nt/nv	
Neme	Férfi	29	15	3	1	0	48
	Nő	39	17	2	2	3	63
Total		68	32	5	3	3	111

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.169	.531
	Cramer's V	.169	.531
	Contingency Coefficient	.166	.531
N of Valid Cases		111	

Neme \* Mennyire kockázatos a vállalati kötvény?

Crosstab

Count

		Mennyire kockázatos a vállalati kötvény?						Total
		kockázatme ntes	alacsony	kozepes	atlag feletti	magas	nt/nv	
Neme	Férfi	1	11	18	14	1	3	48
	Nő	3	8	33	12	2	5	63
Total		4	19	51	26	3	8	111

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.211	.424
	Cramer's V	.211	.424
	Contingency Coefficient	.206	.424
N of Valid Cases		111	

Neme \* Mennyire kockázatos a deviza?

Crosstab

Count

	Mennyire kockázatos a deviza?	Total
--	-------------------------------	-------

		kockazatlan	alacsony	kozepes	atlag feletti	magas	nt/nv	
Neme	Férfi	2	21	14	7	2	2	48
	Nő	3	19	20	15	1	5	63
Total		5	40	34	22	3	7	111

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.188	.559
	Cramer's V	.188	.559
	Contingency Coefficient	.185	.559
N of Valid Cases		111	

Neme \* Mennyire kockázatos a derivatív?

Crosstab

		Mennyire kockázatos a derivatív?						Total
		kockazatlan	alacsony	kozepes	atlag feletti	magas	nt/nv	
Neme	Férfi	1	4	14	19	9	1	48
	Nő	2	3	23	21	9	5	63
Total		3	7	37	40	18	6	111

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.177	.628
	Cramer's V	.177	.628
	Contingency Coefficient	.174	.628
N of Valid Cases		111	

Neme \* Kockázat-hozam szempontból mit preferál?

Crosstab

		Kockázat-hozam szempontból mit preferál?						Total
		biztos befektetes	atlagnál kisebb kockázat	atlagos kockázat	Atlag feletti kockázat	jelentos kockázat	nt/nv	
Neme	Férfi	1	6	20	19	1	1	48
	Nő	3	6	44	7	3	0	63
Total		4	12	64	26	4	1	111

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.377	.007
	Cramer's V	.377	.007
	Contingency Coefficient	.353	.007
N of Valid Cases		111	

11. Összefüggések a túlzott önbizalom alapján

Atlagosnál jobban értek a tőzsdéhez \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Éves vagy hosszabb

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.657	.532
	Cramer's V	.379	.532
	Contingency Coefficient	.549	.532
N of Valid Cases		101	

Atlagosnál jobban értek a tőzsdéhez \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Több havi

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.586	.530
	Cramer's V	.338	.530
	Contingency Coefficient	.506	.530

Atlagosnál jobban értek a tőzsdéhez \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Havi  
Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.767	.124
	Cramer's V	.443	.124
	Contingency Coefficient	.609	.124
N of Valid Cases		101	

Atlagosnál jobban értek a tőzsdéhez \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Heti

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.496	.254

	Cramer's V	.286	.254
	Contingency Coefficient	.444	.254
N of Valid Cases		101	

Atlagosnál jobban érték a tőzsdéhez \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Néhány napra

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.552	.577
	Cramer's V	.319	.577
	Contingency Coefficient	.483	.577
N of Valid Cases		101	

Atlagosnál jobban érték a tőzsdéhez \* Hány százalékot fektetne az alábbi időtávokra? Daytrade

Symmetric Measures

		Value	Approx. Sig.
Nominal by Nominal	Phi	.461	.764
	Cramer's V	.266	.764
	Contingency Coefficient	.419	.764
N of Valid Cases		101	





